

N° 11-622-M au catalogue — N° 025

ISSN : 1705-690X

ISBN : 978-1-100-99436-9

Document de recherche

Série sur l'économie canadienne en transition

Dynamique des entreprises : taux de croissance de l'emploi dans les petites et grandes entreprises au Canada

par Jay Dixon et Anne-Marie Rollin

Division de l'analyse microéconomique
18^e étage, Immeuble R.-H. Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone : 1-800-263-1136



Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à la Ligne info-médias, Division des communications et des services de bibliothèque, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : 613-951-4636).

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel à infostats@statcan.gc.ca ou par téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

Centre de contact national de Statistique Canada

Numéros sans frais (Canada et États-Unis) :

Service de renseignements	1-800-263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1-800-363-7629
Télécopieur	1-877-287-4369

Appels locaux ou internationaux :

Service de renseignements	1-613-951-8116
Télécopieur	1-613-951-0581

Programme des services de dépôt

Service de renseignements	1-800-635-7943
Télécopieur	1-800-565-7757

Renseignements pour accéder au produit

Le produit n° 11-622-M au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca sous « Notre organisme » cliquez sur Plan du site > Statistiques et études > et sélectionnez « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées dans le site www.statcan.gc.ca sous « Notre organisme » cliquez sur À propos de nous > Notre organisme > et sélectionnez « Offrir des services aux Canadiens ».

L'économie canadienne en transition

L'économie canadienne en transition est une série de nouveaux documents analytiques qui examinent les dynamiques du changement industriel présent dans l'économie canadienne. Cette nouvelle série offre aux utilisateurs des documents de recherche cohérents, sur une grande variété de perspectives empiriques de la structure industrielle de l'économie en mutation. Ces perspectives comprennent les dynamiques de la productivité, de la rentabilité, de l'emploi, de la production, de la structure professionnelle et de la géographie industrielle. Les lecteurs sont incités à correspondre avec les auteurs pour faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Tous les documents de recherche de la série **L'économie canadienne en transition** font l'objet d'un processus de révision institutionnelle et d'évaluation par les pairs afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'organisme statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats provenant d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut noter que les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée; de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les articles dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Statistique Canada
Division de l'analyse économique

Dynamique des entreprises : taux de croissance de l'emploi dans les petites et grandes entreprises au Canada

par Jay Dixon et Anne-Marie Rollin

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2012

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (<http://www.statcan.gc.ca/reference/copyright-droit-auteur-fra.htm>).

juillet 2012

N° 11-622-M au catalogue, n° 025

Périodicité : hors série

ISSN 1705-690X

ISBN 978-1-100-99436-9

Les noms des auteurs sont inscrits par ordre alphabétique.

This publication is available in English (Catalogue no. 11-622-M, no. 025).

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.



Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier John Baldwin de son soutien à ce projet de recherche, Annette Ryan et Larry Shute d'Industrie Canada, ainsi que Leonard Landry de son aide avec la base de données du PALE. Javier Miranda et Robert Petrunia ont formulé des commentaires constructifs.

Signes conventionnels


Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

- . indisponible pour toute période de référence
- .. indisponible pour une période de référence précise
- ... n'ayant pas lieu de figurer
- 0 zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
- 0^s valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
- ^p provisoire
- ^r révisé
- x confidentiel en vertu des dispositions de la Loi sur la statistique
- E à utiliser avec prudence
- F trop peu fiable pour être publié
- * valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

Table des matières

Résumé.....	7
Sommaire	8
1 Introduction.....	9
2 Questions conceptuelles et revue de la littérature.....	11
2.1 Taille et croissance	12
2.2 La critique de HJM	14
2.2.1 Questions de données : entreprises et établissements	15
2.2.2 Régression vers la moyenne.....	16
2.2.3 Effet de l'âge de l'entreprise.....	17
2.3 Distribution des entreprises selon la taille.....	17
3 La base de données du PALE.....	19
3.1 Mesures de l'emploi	21
3.2 Définition de l'âge.....	23
3.3 Cadre empirique : croissance.....	24
3.4 Cadre empirique : classification selon la taille	25
3.5 Cadre économétrique.....	25
4 Résultats	27
4.1 Statistiques descriptives.....	27
4.1.1 Distribution des entreprises et de l'emploi entre les catégories de taille et d'âge.....	27
4.1.2 Taux de croissance moyen selon la taille et l'âge.....	31
4.2 Résultats des régressions - Moyennes conditionnelles	34
4.3 Distribution selon la taille.....	45

5 Conclusion	48
6 Annexe.....	50
6.1 Comparaison des unités moyennes de main-d'œuvre (UMM) et des unités individuelles de main-d'œuvre (UIM).....	51
Bibliographie.....	53



Résumé

Le présent document vise à déterminer si les entreprises canadiennes de différentes tailles (exprimées par l'emploi) affichent des taux de croissance différents d'année en année. Les données sont tirées du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi de Statistique Canada et couvrent la période de 1999 à 2008. La méthodologie est comparable à celle utilisée par Haltiwanger, Jarmin et Miranda (2010) pour les États-Unis : des variables de contrôle sont utilisées au titre de l'âge de l'entreprise et le possible biais résultant du phénomène de régression vers la moyenne à court terme est éliminé en évaluant la taille des entreprises selon leur nombre moyen d'employés durant l'année précédente et l'année en cours.

L'analyse montre que les taux de croissance de l'emploi dans l'ensemble du secteur des entreprises au Canada ne varient pas beaucoup entre les entreprises de différentes catégories de taille, sauf pour les entreprises les plus petites et les plus jeunes. Les taux de croissance de l'emploi augmentent avec la taille de l'entreprise dans le cas des entreprises qui comptent moins de 20 employés mais aucune relation ne se dégage entre la croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise dans le cas des plus grandes entreprises. Ces résultats sont conformes à la condition de croissance moyenne proportionnelle de la loi de Gibrat - l'assertion de l'économiste français Robert Gibrat selon laquelle la croissance moyenne de l'emploi est indépendante de la taille de l'entreprise.

D'autres études sur l'analyse sur les petites entreprises et les dynamiques du marché du travail sont disponibles dans le module Mise à jour sur l'analyse économique (www.statcan.gc.ca/analyseeconomique).



Sommaire


Qui crée des emplois? Selon la perception populaire, ce sont les petites entreprises. On trouve des données empiriques sur cette question dans les études qui visent à déterminer si les taux de croissance de l'emploi sont indépendants de la taille de l'entreprise, un résultat appelé la condition de croissance moyenne proportionnelle de la loi de Gibrat—l'assertion de l'économiste français Robert Gibrat, en 1931, selon laquelle la croissance moyenne de l'entreprise est indépendante de sa taille.

Alors que certains chercheurs ont constaté au moins une faible relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi, dans un récent document de travail, Haltiwanger, Jarmin et Miranda (2010) soutiennent que la relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi dont ont fait état certaines études antérieures est attribuable en réalité à des données inadéquates, des variables omises et des sophismes statistiques. En s'appuyant sur la Longitudinal Business Database du U.S. Census Bureau, Haltiwanger et coll. corrigent ces problèmes et ne constatent aucune relation systématique entre la taille de l'entreprise et la croissance annuelle de l'emploi.

Le présent document s'appuie sur la base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada pour déterminer si le résultat est le même pour le Canada au cours de la période de 1999 à 2008. L'un des principaux problèmes dans les études antérieures tient à l'impossibilité de faire la distinction entre les emplois qui changent d'entreprise à la suite d'une fusion, d'une acquisition ou d'une dépossession et la création de nouveaux emplois ainsi que la destruction d'anciens. En outre, la plupart des ensembles de données ne contiennent pas de renseignements exacts sur l'âge des entreprises qui, selon Haltiwanger et coll., est un déterminant important de la croissance de l'emploi. Toutefois, il est possible d'éliminer les fusions et les acquisitions des données du PALE, du moins d'une année à l'autre, et de mesurer l'âge des entreprises de façon uniforme.

La méthodologie utilisée dans la présente étude est semblable à celle employée par Haltiwanger et coll. : des variables de contrôle sont incluses pour l'âge de l'entreprise et le biais possible résultant du phénomène de régression vers la moyenne à court terme est éliminé en évaluant la taille des entreprises selon le nombre moyen d'employés durant l'année précédente et l'année en cours. Lorsque ces corrections sont apportées, les taux annuels nets moyens de croissance de l'emploi augmentent (au lieu de baisser) selon la taille de l'entreprise pour les entreprises qui comptent moins de 20 employés. Dans le cas des entreprises comptant 20 employés ou plus, aucune relation n'est évidente entre la croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise. Ce dernier profil est conforme à la condition de croissance moyenne proportionnelle de la loi de Gibrat.

Nous étendons ces résultats en examinant la répartition des tailles des entreprises dans l'économie. La distribution des entreprises selon la taille est conforme à la loi de Zipf, ce qui signifie que les petites entreprises sont choses fréquentes tandis que les grandes entreprises sont rares, une autre indication de l'applicabilité de la loi de Gibrat au secteur des entreprises au Canada.



1 Introduction

Qui crée des emplois? Selon la perception populaire, ce sont les petites entreprises¹, mais la littérature n'est pas concluante. Certaines études font état d'une relation négative entre la taille de l'entreprise et la création d'emplois, et d'autres, non.

La question est importante étant donné que la création d'emplois est souvent un impératif politique et social. En période de récession, mais également lorsque le taux de chômage est jugé trop élevé, les décideurs mettent l'accent sur les stratégies propres à accroître l'emploi. Pour l'élaboration des politiques, il importe de savoir où les emplois sont créés.

En outre, les profils de croissance de l'emploi des entreprises fournissent de l'information générale sur l'économie. Habituellement, un nombre important de petites entreprises coexistent avec un petit nombre de grandes entreprises (Bartelsman et coll., 2003). L'étude de ces distributions et des processus qui les sous-tendent peut apporter l'information nécessaire à l'élaboration de modèles du fonctionnement de l'économie².

Certains chercheurs ont constaté au moins une faible relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi, ce qui semble confirmer la croyance populaire. D'autres, toutefois, présentent des arguments en faveur de la condition de croissance moyenne proportionnelle de la loi de Gibrat—l'assertion de l'économiste français Robert Gibrat, en 1931, selon laquelle les taux de croissance de l'emploi sont indépendants de la taille de l'entreprise.

La question de savoir quelles entreprises créent des emplois peut être abordée de deux façons. La première consiste à examiner le lien entre le taux de croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise. La deuxième consiste à déterminer si certains groupes d'entreprises, en raison de leur poids dans l'économie, créent plus d'emplois nets. Les petites entreprises peuvent connaître une croissance plus forte mais représenter une trop petite fraction de l'économie pour être d'importants créateurs d'emplois. Les grandes entreprises peuvent afficher une croissance lente mais, à cause de leur position dominante, comprendre la plupart des emplois. Si le taux de croissance de l'emploi est relativement constant parmi les différents groupes de taille, alors la part de la croissance agrégée de l'emploi attribuable à chaque groupe est proportionnelle à son importance dans l'économie en tant qu'employeur.

La présente étude met l'accent sur la première approche. L'importance relative des petites et grandes entreprises dans l'économie canadienne sera examinée dans des travaux futurs.

En s'appuyant sur la base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada, les auteurs du présent document tâchent de déterminer si les taux annuels de croissance de l'emploi d'entreprises de tailles différentes au Canada sont à peu près les mêmes. L'analyse est menée au niveau du secteur des entreprises dans son ensemble

-
1. La taille de l'entreprise est mesurée par le nombre d'employés. Les autres possibilités comprennent la valeur de l'actif, les ventes, etc., mais, comme le signale Sutton (1997), ces mesures de la taille sont rarement examinées, du moins dans la littérature sur la taille et la croissance.
 2. Pour un aperçu des théories conformes à la croissance, voir Geroski (2005) et Sutton (1997).

sur une période de dix ans. Deux mesures différentes de l'emploi sont utilisées, dont l'une corrige et l'autre ne corrige pas pour la qualité des emplois.

À la section 2, nous passons en revue la littérature importante et les répercussions éventuelles de la relation entre la taille et la croissance. La section 3 comprend une description de la structure de la base de données du PALE et de ses avantages et inconvénients sur le plan analytique. La section 4 présente les résultats de l'analyse, soit les statistiques descriptives et les résultats des régressions. La section 5 présente les conclusions et propose des orientations pour les recherches à venir.



2 Questions conceptuelles et revue de la littérature

On attribue souvent à Birch (1981) le mérite d'avoir fait connaître le rôle important des petites entreprises dans la création d'emplois. Son allégation que les petites entreprises (comptant 20 employés ou moins) ont été à l'origine des deux tiers de tous les emplois nets créés aux États-Unis durant les années 1970 a frappé l'imagination des politiciens et des défenseurs des petites entreprises et suscité un débat vigoureux sur la validité de ses résultats.

Les résultats de Birch vont à l'encontre de la condition de croissance énoncée dans la « loi de l'effet proportionnel » de Gibrat selon laquelle le taux de croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise sont indépendants³. La loi de Gibrat est, à de nombreux égards, une régularité (disputée) à la recherche d'une théorie. Essentiellement, elle laisse entendre que les entreprises, qu'elles soient grandes ou petites, subissent des chocs idiosyncratiques comparables dont l'incidence et la magnitude sont indépendantes de la taille de l'entreprise. Les taux de croissance des entreprises sont une conséquence de ces chocs. Un corollaire veut que la capacité d'une entreprise de faire face aux suites de ces chocs ou de les exploiter soit liée positivement à sa taille. Si elle se vérifie, la loi de Gibrat devrait se manifester dans la relation entre la taille des entreprises et les taux de croissance de l'emploi ainsi que dans la forme de la distribution des entreprises selon leur taille.

Par conséquent, les études de l'indépendance des taux de croissance entrent dans l'une de deux catégories. Les auteurs de la plus grande partie des travaux publiés examinent directement la relation entre la taille des entreprises et les taux de croissance de l'emploi. Les autres examinent la distribution des entreprises selon la taille et tâchent de déterminer si le processus de croissance qui la sous-tend laisse supposer une relation entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi. Les deux approches sont utilisées dans le présent rapport.

Comme la plupart des études empiriques, la présente analyse porte plus particulièrement sur les taux de croissance moyens sur l'ensemble des catégories de taille d'entreprises afin de déterminer quelles entreprises créent proportionnellement plus d'emplois. La description complète du processus stochastique associé à la loi de Gibrat qui est utilisée pour inférer des distributions de long terme suppose également une variance constante de la distribution des résultats (Mata, 2008). Toutefois, la similarité des chocs et/ou des résultats des divers groupes de taille d'entreprise qui se reflète dans les taux de croissance moyens ne s'applique pas nécessairement aux moments d'ordre plus élevé de leurs distributions. Ainsi, même si la question de savoir si la croissance est plus volatile à l'extrémité inférieure ou supérieure de la distribution des entreprises selon la taille est importante, elle n'est pas examinée dans le présent document.

3. Mathématiquement, si S_{t-1} est la taille de l'entreprise à la période $t-1$, alors $S_t = (1 + E_{t-1}) * S_{t-1}$ où E est un choc indépendant et identiquement distribué.

2.1 Taille et croissance

La littérature sur la taille des entreprises et la croissance de l'emploi est abondante et porte sur de longues années, mais les chercheurs ne s'entendent pas sur les résultats. Geroski (2005) est d'avis que 50 ans et plus de recherches laissent entrevoir le caractère aléatoire de la question⁴. Par contre, dans leur résumé d'un demi-siècle de travaux empiriques, Audretsch et coll. (2004) montrent principalement des écarts par rapport à la loi de Gibrat dans une gamme de pays au cours de différentes périodes.

Cette littérature comprend trois propositions pouvant être testées (Petrunia, 2008), à savoir, que les taux moyens de croissance de l'emploi sont indépendants de la taille des entreprises, que la variance des taux de croissance de l'emploi est indépendante de la taille des entreprises et que les chocs sont non corrélés au fil du temps⁵. Toutefois, l'ensemble d'entreprises auxquelles devraient s'appliquer ces propositions quant aux processus indépendants de la taille et aux réactions dépendantes de la taille n'est pas clair.

On suppose parfois que les propositions s'appliquent seulement aux entreprises demeurées en activité, les créations et les disparitions d'entreprises étant traitées séparément. Autrement dit, à la condition que l'entreprise continue d'exister, les possibilités de croissance sont indépendantes de la taille de l'entreprise, et la probabilité que des entreprises qui n'existent pas encore tirent parti de ces possibilités est régie par un autre processus⁶.

Ou bien, les propositions pourraient s'appliquer à toutes les entreprises. Idéalement, la croissance des entreprises en voie de disparition serait mesurée comme étant les taux de croissance qu'elles auraient affichés si elles avaient survécu. Les taux pour les entreprises qui entrent sur le marché, en revanche, pourraient être calculés selon une taille optimale ou prévue « si tout se passe bien ». Bien entendu, mesurer « ce qui se passerait » et « ce qui se serait passé » présente des difficultés évidentes. On s'est appuyé sur des données d'enquête, mais la précision des estimations tirées de ces sources est inconnue. En outre, cette information n'est pas disponible dans les bases de données administratives comme le PALE. Sans cette information, les taux d'entrée dans l'industrie n'auront jamais de bornes, puisque la taille initiale est zéro ou, s'ils sont créés selon des catégories de taille arbitraires, ils seront probablement démesurément élevés. Les taux de déclin associés aux disparitions seront tronqués et sujets à des erreurs de mesure.

Une autre approche consiste à supposer que la loi de Gibrat s'applique seulement aux entreprises—entrantes, demeurées en activité ou sortantes - qui ont atteint l'échelle minimale efficace (EME). On postule que les taux de croissance de l'emploi sont indépendants de la taille de l'entreprise, sauf dans le cas des jeunes entreprises de taille petite; si elles n'ont pas été

4. Du moins, c'est ainsi que le voient les chercheurs, sinon les entreprises elles-mêmes. Selon l'une des interprétations, étant donné les renseignements auxquels les chercheurs et, on le suppose, les décideurs ont accès, il est impossible de déterminer quelles entreprises sont destinées à prendre de l'expansion à un moment donné.

5. Petrunia (2008) constate que la plupart des industries canadiennes violent au moins l'une de ces trois conditions. Même s'il utilise un ensemble de données connexe (T2-PALE), son étude diffère de celle-ci sous plusieurs rapports importants. Par exemple, ses résultats portent sur des industries détaillées tandis que les résultats de la présente analyse représentent la moyenne pour l'ensemble de l'économie. En deuxième lieu, il mesure la croissance sur une période de neuf ans et comprend la croissance attribuable aux fusions, tandis que nous utilisons ici la croissance d'une année à l'autre en excluant la croissance attribuable aux fusions. Nous éliminons les fusions parce qu'elles ne « créent » pas d'emplois, du moins pas à court terme. Petrunia constate que de nombreuses industries ont des taux de croissance moyens comparables d'un groupe de taille à l'autre, mais que presque toutes les industries ont des variances qui diffèrent d'une catégorie de taille à l'autre et qui montrent une autocorrélation de la croissance.

6. La probabilité qu'une nouvelle entreprise tire parti d'une possibilité est souvent établie arbitrairement (Sutton, 1997).

créées à l'EME, soit elles l'atteindront rapidement, soit elles fermeront leurs portes⁷. Sous cette interprétation, le biais de sélection peut faire en sorte que les données révèlent un lien entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi, même si la croissance de l'emploi est indépendante de la taille lorsque celle-ci est supérieure à l'EME, à la condition que la probabilité de disparition ne le soit pas (Audretsch et coll., 2004). Si les petites entreprises dont les taux de croissance sont négatifs ou lents sont plus susceptibles de voir leur taille devenir inférieure à l'EME, et donc de disparaître, l'échantillon de petites entreprises sera biaisé vers les entreprises survivantes à forte croissance, tandis que les données enregistreront la gamme complète des taux de croissance pour les grandes entreprises.

La littérature portant sur la question de savoir « qui crée des emplois » couvre une gamme de pays sur de nombreuses périodes de temps. Outre les ouvrages portant sur les États-Unis, diverses études portent sur le Canada (Baldwin et Picot, 1994; Baldwin, 1998), ainsi que sur le Royaume-Uni, l'Italie, le Portugal, l'Allemagne, la Japon et la Grèce. Certaines études contiennent des données qui remontent au XIX^e siècle, tandis que d'autres exploitent des sources contemporaines. En règle générale, ces chercheurs examinent seulement la relation entre la croissance moyenne de l'emploi et la taille de l'entreprise. Bon nombre d'entre eux soit rejettent l'indépendance en faveur d'une relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi, soit obtiennent des résultats mixtes sur l'ensemble des classifications détaillées des industries. Certaines études comprennent des résultats pour les variances, montrant qu'elles ne sont pas indépendantes de la taille de l'entreprise, mais elles vont rarement plus en profondeur.

Jusqu'à récemment, les recherches étaient contraintes par les limites des données disponibles. Les premières études s'appuient sur des bases de données de sociétés cotées en bourse, dans lesquelles les petites entreprises sont sous-représentées. La plupart utilisent seulement des données au niveau de l'entreprise, bien que certaines portent sur les usines (Baldwin et Picot, 1994; Baldwin, 1998). Les études portant sur les usines permettent d'examiner les caractéristiques de la croissance des composantes de base des entreprises; les auteurs des études sur les entreprises ont de la difficulté à faire la distinction entre les caractéristiques de la croissance de base et celles de la croissance qui est attribuable aux fusions et acquisitions.

En outre, la plupart des études portent exclusivement sur le secteur de la fabrication (Baldwin et Haltiwanger, 1998). Audretsch et coll. (2004) soutiennent que des résultats qui vont à l'encontre de la loi de Gibrat peuvent s'appliquer au secteur de la fabrication où les entreprises entrantes sont souvent de taille inférieure à l'EME. De nombreuses industries manufacturières entraînent des coûts irrécupérables élevés, exigent d'importants investissements en immobilisations ou tirent parti d'économies d'échelle. Ces industries sont donc plus favorables à la survie de grandes entreprises et sont particulièrement périlleuses pour les entreprises dont la croissance est plus lente et qui n'ont pas atteint l'EME.

Par contre, les industries plus facile d'entrée, par exemple, dans le secteur des services, sont plus susceptibles de traiter de façon égale les grandes et les petites entreprises qui sont à la traîne⁸. Audretsch et coll. (2004) constatent que bon nombre des sous-industries du secteur des services aux Pays-Bas affichent moins d'écarts par rapport à la loi de la croissance proportionnelle, comme prévu⁹. Petrunia (2008), en revanche, en arrive à la conclusion qu'au Canada, tant les entreprises de commerce de détail que les entreprises manufacturières ne

7. En outre, étant donné que la probabilité que les entreprises entrantes soient de taille inférieure à l'EME varie d'une industrie à l'autre (Baldwin et Gu, 2011), l'applicabilité de la loi de Gibrat varie également d'une industrie à l'autre.

8. Pour des comparaisons du processus d'entrée dans l'ensemble des industries des biens et services, voir Baldwin et Gu (2011) et Baldwin et Lafrance (2011).

9. Luttmer (2007) élabore un modèle reliant explicitement la croissance aux coûts d'entrée et à la facilité d'imitation des entreprises établies. Il documente les conditions selon lesquelles la distribution résultante s'approche de la loi de Zipf.

respectent pas toutes les exigences de la loi de Gibrat, notamment pour ce qui est de la constance de la variance d'une catégorie de taille à l'autre. Neumark et coll. (2008) observent une symétrie similaire dans la dynamique de la croissance entre le secteur de la fabrication et le secteur des services.

Les industries et les périodes visées peuvent influencer sur les résultats de diverses études. En ce qui concerne les industries en expansion, la théorie et la preuve donnent à penser que les petites entreprises prennent de l'expansion initialement, mais disparaissent à mesure que l'industrie prend de la maturité, laissant essentiellement les entreprises de taille plus grande. Les industries en déclin, par contre, afficheront probablement une dynamique différente. Par exemple, les grandes entreprises peuvent se rapetisser à mesure que l'industrie se contracte et elles peuvent être les premières à disparaître lorsqu'elles deviennent petites. Ainsi, la relation entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi qui s'observe en général peut être différente de celle qui existe dans le cas de diverses industries à différentes périodes de leur évolution lorsque les conditions macroéconomiques changent.

En outre, peu de résultats laissent supposer que les propriétés et les effets des chocs technologiques et des autres chocs avec lesquels les entreprises sont appelées à composer sont les mêmes pour l'ensemble des industries et au fil du temps. Dans certaines industries, les petites entreprises peuvent exploiter les changements plus facilement que les grandes entreprises moins agiles. En outre, une relation entre la taille de l'entreprise et la croissance dans une industrie particulière au cours d'une période donnée peut ne pas persister.

Dans le présent document, nous faisons abstraction des différences entre les secteurs et nous posons la question au niveau des entreprises dans leur ensemble sur une période relativement longue, en reconnaissant que les événements cycliques macroéconomiques peuvent fort bien avoir des répercussions différentes sur les entreprises de différentes tailles et que les chocs technologiques propres à une industrie peuvent aussi temporairement éloigner les taux de croissance de la tendance générale de Gibrat. Nous nous penchons sur la question de savoir si à un niveau de généralité plus élevé, soit dans l'ensemble des industries et au fil du temps, les taux de croissance des entreprises de différentes tailles au Canada sont plus ou moins les mêmes pour la période à l'étude.

2.2 La critique de HJM

Une étude de 1993 de Davis, Haltiwanger et Schuh et un document de travail de 2010 de Haltiwanger, Jarmin et Miranda (ci-après appelé HJM) remettent en question la relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi dont font état bon nombre des travaux de recherche. Ces auteurs soutiennent que les résultats peuvent être trompeurs et ce, pour trois raisons. Premièrement, les ensembles de données utilisés présentent un problème. Les données habituellement ne font pas de distinction entre la croissance de l'emploi résultant de la création « organique » d'emplois à l'interne et la croissance de l'emploi attribuable à l'évolution de la structure industrielle. Deuxièmement, les données affichent un processus de régression vers la moyenne dont il y a lieu de tenir compte. Troisièmement, ils soutiennent qu'il peut y avoir confusion entre les effets de la taille et les effets de l'âge de l'entreprise.

HJM s'appuient sur la Longitudinal Business Database du U.S. Census Bureau pour examiner ces problèmes. Les auteurs affirment que lorsqu'on utilise des données plus fiables et après correction pour tenir compte de l'effet de la régression vers la moyenne et de l'effet de l'âge de l'entreprise, la relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi disparaît.

2.2.1 Questions de données : entreprises et établissements

Davis et coll. (1993) et HJM observent que la plupart des ensembles de données portent soit sur les entreprises, soit sur les établissements, donc sur différentes composantes de l'entreprise et, par conséquent, peuvent brosser des tableaux différents du processus de croissance. Selon HJM, ni les uns ni les autres de ces ensembles de données ne suffisent à eux seuls pour examiner la question de la taille et de la croissance.

À certains égards, les entreprises sont plus intéressantes que les établissements sur le plan de la croissance puisqu'elles sont vraiment les unités qui prennent les décisions économiques. HJM donnent l'exemple de l'industrie du commerce de détail, où la croissance est attribuable à l'ouverture de nouveaux établissements plutôt qu'à l'expansion d'établissements existants. Selon les seules études effectuées au niveau de l'établissement, la croissance de l'emploi dans ces industries est attribuable principalement à la création d'entreprises et la disparition d'emplois, à la disparition d'entreprises; les études au niveau de l'entreprise fournissent donc une dimension supplémentaire parce que la croissance globale des entreprises met en cause les créations ainsi que les disparitions, qu'il faut évaluer conjointement pour saisir la relation entre la croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise.

Toutefois, les données au niveau de l'entreprise qui sont souvent utilisées créent des problèmes pour certains chercheurs. La variation de l'emploi au niveau de l'établissement est bien définie : tous les emplois qui sont ajoutés ou perdus constituent une création ou une destruction « organique » d'emplois. Par contre, la variation de l'emploi au niveau de l'entreprise peut comprendre non seulement les changements « organiques » mais les fausses créations, disparitions, expansions et contractions associées aux fusions, acquisitions et dépossessions. Ces mesures, dont bon nombre peuvent représenter une simple réorganisation d'emplois existants, peuvent avoir l'apparence d'une croissance de l'emploi alors qu'en fait il n'y a eu aucune croissance. Dans certaines bases de données, la vente d'une usine par une entreprise à une autre entreprise peut avoir l'apparence d'une contraction de la première et d'une expansion de la deuxième, et la scission d'une partie d'une entreprise peut avoir l'apparence à la fois de la contraction d'une grande entreprise et de la création d'une entreprise plus petite.

Il se peut que cette activité de fusion et d'acquisition n'ait pas d'effet direct sur l'exploitation des usines et qu'elle ait peu d'impact sur le nombre d'emplois effectivement créés. Il est utile de faire la distinction entre cette activité et la croissance organique pour déterminer s'il y a des différences entre les deux. Les données au niveau de l'établissement peuvent servir à faire la distinction entre les changements au niveau de l'usine et les changements de propriété, et entre l'activité de fusion et d'acquisition et la croissance « organique » au niveau de l'entreprise.

Les données au niveau de l'entreprise et au niveau de l'établissement peuvent également permettre d'en arriver à des conclusions différentes au sujet de l'âge d'une entité commerciale. Lorsqu'il y a fusions d'usines, les établissements établis depuis longtemps peuvent sembler créer des entreprises d'un simple trait de plume. En outre, si une entreprise a changé de nom ou d'adresse, elle peut être classée dans certaines bases de données comme étant « nouvelle » même si ses produits, son effectif et son capital demeurent les mêmes. Étant donné ses usines, il y aurait lieu de la classer comme entreprise établie depuis longtemps au lieu de nouvelle entreprise mais, ne connaissant pas l'âge des établissements, les chercheurs

doivent se baser sur la date à laquelle l'entreprise a figuré pour la première fois dans l'ensemble de données¹⁰.

2.2.2 Régression vers la moyenne

HJM soutiennent également que les inférences au sujet de la taille de l'entreprise et des emplois sont rendues incertaines en raison du phénomène de régression vers la moyenne, soit la tendance des entreprises qui subissent des chocs transitoires de revenir à leurs moyennes à long terme, ce qui crée une corrélation entre la taille et la croissance. Par exemple, les petites entreprises peuvent devenir grandes temporairement en réaction à un choc ponctuel plus grand que la normale, puis revenir à leur taille habituelle; les grandes entreprises qui mettent à pied des travailleurs ou éliminent des quarts sembleront petites une année mais prendront de l'expansion l'année suivante. Selon la méthode de regroupement des entreprises en catégories de taille, de tels chocs peuvent faire croire que les grandes entreprises détruisent des emplois et que les petites entreprises en créent. Dans de nombreux cas, une interprétation plus juste est que les petites entreprises créent et détruisent une forte proportion de tous les emplois, mais qu'à long terme elles sont à l'origine de la création d'un petit nombre de nouveaux emplois nets.

La méthode de l'année de référence de Birch servant à déterminer la taille des entreprises (en les classant selon leur taille en $t-1$ et en mesurant leur croissance entre $t-1$ et t par rapport à leur taille en $t-1$) est particulièrement sensible à ces effets. Une solution de rechange consiste à utiliser l'année de fin (t) pour classer les entreprises, mais cela produit le biais opposé : les petites entreprises dans l'exemple ci-dessus sembleront particulièrement susceptibles de détruire des emplois et les grandes entreprises, d'en créer.

Davis et coll. (1993) et HJM utilisent une approche qui est maintenant répandue dans la littérature, soit la méthode de « l'année courante » appelée ici la méthode de « l'année moyenne ». Les entreprises sont classées selon leur taille moyenne sur $t-1$ et t , qui est également utilisée comme le dénominateur du taux de croissance¹¹. Cette méthode réduit, mais sans éliminer, les effets de la régression vers la moyenne.

La méthode de l'année moyenne crée cependant un problème, à savoir une tendance à classer de façon erronée les chocs permanents. Une petite entreprise qui prend de l'expansion constamment entre deux périodes sera classée correctement selon la méthode de l'année de référence comme petite entreprise en croissance rapide, mais incorrectement comme grande entreprise en croissance rapide selon la méthode de l'année moyenne. Selon la façon dont les catégories de taille sont construites, la méthode de l'année moyenne peut entraîner une classification correcte si la taille moyenne qui en résulte reste petite, mais une classification incorrecte si la taille moyenne est grande.

Il n'est pas clair d'après la littérature si les chercheurs devraient tenir compte du phénomène de régression vers la moyenne. Selon l'interprétation la plus stricte de la loi de Gibrat, les chocs sont non corrélés au fil du temps. Les chercheurs testant les propriétés des chocs dans le contexte de la loi de Gibrat habituellement concluent à une autocorrélation, dans la plus part des cas une autocorrélation négative (Petrunia, 2008 et certaines des industries dans

10. Par ailleurs, les entreprises peuvent avoir conservé leur effectif et leur capital mais leur direction peut avoir changé, elles peuvent s'être jointes à une autre industrie ou avoir autrement changé de façon importante. En pareil cas, il peut être plus exact de classer une entreprise selon son dernier changement que selon l'âge de sa plus ancienne usine. Par exemple, à ses débuts en 1896, Nokia, le fabricant de téléphones mobiles de Finlande, était une scierie; elle mène des activités exclusivement dans le secteur des télécommunications depuis les années 1990 seulement. Dans le cas de Nokia, son établissement le plus ancien est un indicateur moins utile de ses caractéristiques actuelles que ne le sont les changements actuels au niveau de l'entreprise.

11. En classant les entreprises selon leur taille de l'année de référence, HJM constatent une relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance nette à l'extrémité inférieure de la distribution des entreprises selon la taille (moins de 500 employés). Cette relation disparaît presque complètement lorsque les entreprises sont réparties selon leur taille moyenne.

Audretsch et coll., 2004). L'autocorrélation négative concorde avec les effets de la régression vers la moyenne ce qui, selon les auteurs de ces études, violent l'indépendance de la croissance de l'emploi et de la taille de l'entreprise¹².

Toutefois, les chocs qui influent sur la croissance des entreprises sont habituellement classés en deux catégories selon qu'ils sont temporaires ou permanents. On soutient parfois implicitement qu'il convient d'apporter une correction pour les premiers, mais que les deuxièmes représentent l'élément intéressant dans les études de la croissance et qu'ils ne devraient pas être exclus des données. Bien entendu, cet argument est valide seulement si les mouvements de courte durée sont effectivement transitoires, une question sur laquelle peu de chercheurs se sont penchés.

2.2.3 Effet de l'âge de l'entreprise

Neumark et coll. (2008) utilisent à la fois des données sur les établissements et des données sur les entreprises et procèdent avec circonspection dans leur traitement de la question de la régression vers la moyenne. Ils concluent néanmoins à une relation négative entre les taux de croissance et la taille des entreprises dans le secteur privé aux États-Unis, même si l'importance des petites entreprises dans leur étude se révèle être d'un ordre de grandeur inférieur à celui rapporté par Birch.

HJM mettent l'accent sur une troisième question qui est généralement négligée dans les études antérieures, soit le rôle de l'âge de l'entreprise. Les entreprises sont habituellement petites au moment de leur création et les nouvelles entreprises soit prennent de l'expansion rapidement et deviennent grandes, soit disparaissent. Les données font état d'une importante croissance nette de l'emploi attribuable aux entreprises en démarrage ou aux jeunes entreprises de petite taille; cependant, la disparition des petites entreprises qui prennent de l'expansion plus lentement souvent met fin abruptement aux observations sur leur croissance, de sorte que soit l'échantillon sélectionné n'est pas entièrement représentatif (si seules les entreprises demeurées en activité sont prises en considération), soit les taux de croissance observés sont tronqués vers le bas puisque les observations en déclin au dessous du niveau-zéro d'emploi ne peuvent pas être mesurées. Il en découle en apparence une relation négative entre la taille et la croissance, alors que la croissance est en réalité davantage fonction des caractéristiques qui sont résumées de façon plus robuste selon l'âge. Malheureusement, la plupart des produits de données contiennent peu de renseignements sur l'âge des entreprises, ce qui permet difficilement une caractérisation plus riche de la croissance des entreprises¹³.

2.3 Distribution des entreprises selon la taille

D'autres ouvrages portent sur la distribution des entreprises selon la taille. Différents processus de croissance engendrent différentes distributions. Gabaix (1999; 2009) montre que les taux de croissance qui sont indépendants de la taille produisent une distribution selon une « loi de distribution à-la-puissance », plus particulièrement une distribution de Zipf.

D'ailleurs, la plupart des chercheurs en arrivent à la conclusion que la distribution des entreprises selon la taille est étalée vers la droite et que la queue supérieure suit une telle « loi à-la-puissance ». On dit souvent que la distribution étalée des entreprises suit la « loi de Zipf »

12. D'autres chercheurs trouvent des corrélations positives qui correspondent à des chocs permanents ou du moins à des chocs temporaires durant plus d'une année.

13. L'âge de l'entreprise est reconnu depuis longtemps comme un facteur important même s'il figure seulement dans un petit nombre d'études empiriques; on trouvera l'un des premiers exemples dans Evans (1987). Birch (1981) a souligné comme suit l'importance de l'âge : « un autre trait caractéristique des entreprises qui remplacent des emplois qui existaient auparavant est leur jeune âge.... Toutes les petites entreprises ne créent pas de nouveaux emplois. Celles qui en créent sont les quelques entreprises plus jeunes qui démarrent et prennent de l'expansion rapidement, perdant bientôt la désignation petite ». (p. 8)

ou suit une distribution de « Pareto ». La loi de Zipf énonce que la probabilité qu'une entreprise de taille s soit plus grande qu'une taille S donnée est $\Pr(s \geq S) = aS^{-\xi}$, où a est un paramètre de mise à l'échelle et ξ est l'exposant de Zipf. Si la loi de Zipf se vérifie, alors ξ est égal à -1.

De façon générale, la distribution de Zipf pour les tailles des entreprises semble cadrer pour les entreprises de taille plus grande qu'une taille minimum, sauf peut-être pour les entreprises les plus grandes. Axtell (2001) en arrive à la conclusion que l'univers des entreprises américaines (y compris les employeurs qui n'ont pas d'employés, c'est-à-dire qui sont autonomes) avait un exposant de -1,06 en 1997 et donc qu'une distribution de Zipf est une approximation raisonnable. Il déclare que « la distribution de Zipf est un objectif non ambigu que toute théorie empiriquement rigoureuse de l'entreprise [américaine] doit nécessairement atteindre » et laisse entendre que la distribution de Zipf peut décrire des tailles d'entreprise dans d'autres pays également. Fujiwara et coll. (2003) trouvent des résultats comparables pour l'emploi des entreprises européennes, bien que leurs données portent seulement sur les grandes entreprises.



3 La base de données du PALE

La présente analyse est fondée sur la base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) de Statistique Canada¹⁴. Le PALE est une base de données administratives qui englobe toutes les entreprises qui ont une masse salariale et qui, par conséquent, émettent au moins un « état de la rémunération payée », soit un feuillet T4. Le PALE englobe les entreprises constituées et non constituées en société, sauf les entreprises individuelles (travailleurs autonomes) et les sociétés de personnes dont les associés ne touchent pas de salaire. Les données du PALE portent sur la période allant de 1983 à 2008. Fondées sur les renseignements recueillis par le Registre des entreprises de Statistique Canada, les données administratives du PALE sont structurées au niveau de « l'entreprise statistique », niveau pour lequel il existe un ensemble complet d'états financiers¹⁵. Dans la présente analyse, cette unité statistique est appelée « entreprise ».

Même si la base de données du PALE contient des renseignements au niveau de l'entreprise seulement, elle présente plusieurs avantages. Étant donné que le PALE porte sur l'économie dans son ensemble, son utilisation permet d'éviter le biais lié au secteur de la fabrication dont sont entachées de nombreuses autres études. En outre, alors que de nombreuses études s'appuient sur des données dont la couverture est limitée à l'extrémité inférieure de l'échelle des tailles d'entreprise ou imputent des données pour les petites entreprises, le PALE comprend des données sur presque toutes les entreprises¹⁶.

Le principal avantage de la base de données du PALE tient à ce que l'on peut supprimer une importante forme de restructuration des entreprises qui crée des problèmes dans les études de la croissance de l'emploi. Dans un panel longitudinal, les fusions, acquisitions, scissions et dépossessions peuvent entraîner la « création » et la « destruction » factices d'identificateurs d'entreprises. Par exemple, si une grande entreprise acquiert une petite entreprise, la petite entreprise semble avoir disparu et l'entreprise consolidée pourrait figurer dans les données désignée par son propre identificateur, donnant l'impression qu'il s'agit d'une nouvelle entreprise. En réalité, l'acquisition n'a entraîné ni la création ni la destruction d'une entreprise. Les employés de la grande entreprise continuent de travailler pour la même grande entreprise et la plupart des employés de la petite entreprise, pour les mêmes établissements.

Ces fausses créations et disparitions d'entreprises sont éliminées du PALE au moyen de « suivi de la main-d'œuvre ». On compare les grappes d'employés des entreprises qui apparaissent et qui disparaissent aux grappes d'employés d'autres entreprises l'année précédente (pour les entreprises qui apparaissent) ou l'année suivante (pour les entreprises qui disparaissent). Si l'on constate que des proportions importantes d'employés des entreprises qui apparaissent et

14. Voir Baldwin, et al. (1992) pour une description de la construction de la base de données.

15. « L'entreprise est une unité statistique qui correspond à l'unité organisationnelle d'une firme qui dirige et contrôle l'affectation de ressources intéressant ses activités internationales et pour laquelle on établit des états financiers et des bilans consolidés à partir desquels il est possible de tirer des renseignements sur les transactions internationales, la situation des investissements internationaux et la situation financière générale de l'entité. » <http://www.statcan.gc.ca/concepts/definitions/ent-fra.htm>.

16. Cependant, sa couverture des travailleurs autonomes n'est pas exhaustive, étant donné que seuls les travailleurs autonomes ayant des employés sont inclus.

qui disparaissent faisaient partie auparavant ou font partie subséquemment de l'effectif d'une autre entreprise, on fait un lien entre ces deux entreprises, et la structure de l'entreprise en l'année t est appliquée aux données des deux entreprises en l'année t-1 et toutes les années précédentes. Ainsi, la croissance de l'emploi entre ces deux années données est attribuée à des entreprises de différentes catégories de taille selon la structure de l'entreprise l'année finale (année t)¹⁷.

On produit annuellement une nouvelle version de la base de données du PALE. Lorsqu'une année supplémentaire de données devient disponible, un nouveau fichier longitudinal est créé, mais les fichiers longitudinaux précédents sont conservés. Les fichiers de microdonnées sont disponibles pour chaque version à compter de 1999 jusqu'à la plus récente, celle de 2008. Le PALE de 2008 fait le suivi de l'emploi dans les entreprises de 1983 à 2008; la version de 2007 fait le suivi de l'emploi de 1983 à 2007, et ainsi de suite en remontant jusqu'à la version de 1999, qui fait le suivi de l'emploi de 1983 à 1999. Dans chaque version, la structure de l'entreprise est maintenue constante d'après les renseignements pour la dernière année disponible. Par exemple, la version de 2008 regroupe toutes les données annuelles précédentes d'après la structure de l'entreprise en 2008; autrement dit, les entreprises qui se sont regroupées en 2008 sont consolidées dans toutes les données précédentes dans la version de 2008.

Cette pratique permet de mesurer seulement la croissance « organique » de l'emploi et de faire abstraction des variations de l'emploi attribuables aux fusions et acquisitions. Par exemple, entre la période t-1 et t, l'entreprise B ajoute à son effectif les 100 travailleurs de l'entreprise A (croissance attribuable aux fusions et acquisitions) et ajoute également 25 employés à l'effectif de l'entité combinée (croissance organique) (figure 1 en annexe). Si le fichier du PALE n'avait pas été modifié comme il est décrit ci-dessus, il enregistrerait une forte augmentation de l'emploi dans l'entreprise B en l'année t (les 100 employés de l'entreprise A plus 25 nouveaux postes) et une diminution de 100 employés dans l'entreprise A en raison de sa (fausse) disparition¹⁸.

Au lieu de cela, la variation de l'emploi enregistrée entre les années t-1 et t supprime l'acquisition et ne reflète que la croissance de l'emploi qui a eu lieu « dans » l'entreprise B maintenant élargie, dont l'effectif passe de 700 employés (les 600 employés originaux de l'entreprise B plus les 100 employés de l'entreprise A) en l'année t-1 à 725 employés en l'année t. Cette entreprise plus grande existait en l'année t-1 ainsi qu'en l'année t. En classant la croissance au cours de l'année précédente comme étant survenue dans l'entreprise consolidée, on reconnaît que cette croissance est attribuée à l'entité nouvellement créée, puisqu'elle était responsable des activités au cours de cette période. Ainsi, d'année en année, le PALE fait abstraction presque complètement des changements de propriété des usines, enregistrant seulement la croissance « organique » dans l'entité globale définie selon sa structure en l'année t.

Le fait que chaque version applique rétroactivement la structure du marché de sa dernière année présente un défi supplémentaire. Cette pratique risque d'entraîner une classification erronée des sources de croissance selon la taille de l'entreprise pour chaque année sauf les deux dernières. La structure d'une entreprise en l'année t-2 est manifestement différente de la structure longitudinale, et l'entreprise en l'année t n'était d'aucune façon responsable des activités regroupées menées en année t-2.

Dans la version des données de l'année t dans l'exemple précédent, les enregistrements pour les entreprises A et B sont fusionnés en un enregistrement unique pour toutes les années

17. Selon ce processus, la structure de la deuxième année est le point de comparaison. Ce choix est arbitraire, mais celui de la structure en l'année précédente le serait également.

18. Fausse en ce sens que l'activité économique de l'entreprise A se poursuit, même si ses identificateurs (numéro d'entreprise, nom, etc.) ne sont plus utilisés.

précédant l'année t , en additionnant les effectifs des deux entreprises. Cet enregistrement synthétique est ensuite couplé à l'enregistrement de l'entreprise B en l'année t . L'entreprise A disparaît complètement de la version de l'année t et ses employés sont traités comme s'ils avaient toujours fait partie de l'effectif de l'entreprise B, du premier moment où ils figurent dans les données jusqu'à la fin de la version.

Étant donné la possibilité de mauvaises classifications dans les années antérieures, la présente analyse s'appuie seulement sur les deux dernières années de chaque version du PALE allant de 1999 à 2008. Il en résulte une série de dix échantillons transversaux, regroupés pour permettre d'estimer la répartition des entreprises selon la taille, l'âge des entreprises et les taux de croissance de l'emploi. Par conséquent, les comparaisons portent sur des périodes d'un an seulement et la structure des entreprises est maintenue constante pour la deuxième année de chaque échantillon transversal. Cette approche devrait permettre de faire des inférences justes, à la condition que la distribution des chocs soit stationnaire et que la période étudiée ne soit pas caractérisée par de larges chocs anormaux. Comme nous l'expliquerons plus tard, les données longitudinales d'avant 1998 en remontant à 1983 servent seulement à calculer l'âge des entreprises.

3.1 Mesures de l'emploi

Aucune mesure de l'emploi ne convient à toutes les fins et chaque mesure a des limites. Les estimations du nombre de travailleurs ont tendance à être soit un dénombrement des emplois à une date fixe chaque année, soit un calcul du niveau moyen de l'emploi durant l'année à partir d'estimations infra-annuelles¹⁹. La Base de données longitudinales sur les entreprises utilisée par HJM mesure l'emploi directement une fois par an par le nombre de travailleurs dans chaque établissement au cours de la semaine qui comprend le 12 mars. Bien que cette mesure soit uniforme, les nouvelles entreprises en démarrage vers la fin de mars sont indiquées comme entreprises créées l'année suivante même si elles ont presque un an. En outre, les employés ayant plus d'un emploi peuvent être comptés deux fois. Enfin, les tendances saisonnières qui varient d'une entreprise à l'autre et d'une industrie à l'autre sont laissées de côté.

Le PALE, par contre, comprend des renseignements annuels sur la masse salariale (masse salariale totale et nombre total d'employés ayant un feuillet T4 au cours de l'année civile). À partir de ces données, les niveaux d'emploi sont inférés au moyen de deux mesures, à savoir l'unité moyenne de main-d'œuvre (UMM) et l'unité individuelle de main-d'œuvre (UIM).

L'UMM divise la masse salariale annuelle de chaque entreprise par les gains annuels moyens d'un travailleur représentatif dans la même industrie, la même province et la même catégorie de taille d'entreprise²⁰, étant donné qu'il a été constaté que les gains varient selon ces dimensions (Statistique Canada, 2011; Baldwin, 1998; Drolet et Morissette, 1998). Les gains annuels moyens pour les diverses combinaisons d'industries, de provinces et de catégories de taille d'entreprise sont déterminés à partir des données de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail de Statistique Canada, qui est réalisée mensuellement. Pour une description détaillée du calcul des UMM, voir Lafrance et Leung (2010).

L'UMM peut varier selon deux dimensions, soit le nombre de travailleurs et la rémunération moyenne, lesquelles diffèrent d'une entreprise à l'autre en raison de la durée d'emploi au cours d'une année, des heures travaillées et des niveaux de rémunération. Les entreprises ayant un petit nombre d'UMM peuvent effectivement compter moins d'employés, et les entreprises ayant

19. En outre, les mesures de l'emploi dans les comptes de productivité neutralisent l'effet de l'intensité du travail en comptabilisant les heures travaillées.

20. Si une entreprise mène des activités dans plusieurs provinces, ses UMM nationales correspondent à la somme de ses UMM provinciales. En outre, la même catégorie de taille est utilisée dans toutes les provinces étant donné que la taille des entreprises est considérée comme étant une caractéristique nationale. Toutefois, pour une entreprise donnée, on permet à son industrie dominante d'être différente d'une province à l'autre.

un plus grand nombre d'UMM peuvent en compter davantage. Toutefois, les entreprises peuvent sembler petites parce qu'elles payent des salaires inférieurs à la moyenne de l'industrie ou sembler grandes parce qu'elles payent plus. Par conséquent, l'UMM tient compte de plusieurs dimensions de la « qualité » de l'emploi²¹.

Par conséquent, comparativement aux mesures simples de décompte du nombre d'emplois, l'UMM peut élargir les écarts entre les petites et les grandes entreprises. Cela est ou n'est pas souhaitable selon l'objectif visé, c'est-à-dire selon qu'il s'agit d'étudier la création d'emplois corrigée pour tenir compte de la qualité ou d'étudier la création brute d'emplois. Étant donné que les grandes entreprises ne sont pas nombreuses et comptent un grand nombre d'employés, elles dictent les gains annuels moyens dans leur industrie provinciale et leur catégorie de taille. Pour les petites entreprises, les gains annuels moyens sont déterminés sur une population beaucoup plus grande d'entreprises, ce qui laisse supposer une plus grande variation.

Seulement quatre catégories de taille d'entreprise sont utilisées pour le calcul des UMM : 200 employés ou plus, entre 50 et 199 employés, entre 20 et 49 employés et moins de 20 employés. Même si la catégorie la plus petite regroupe toutes les entreprises comptant moins de 20 employés, dans de nombreuses industries, les entreprises qui comptent moins de 5 employés offrent des gains inférieurs à ceux qu'offrent les entreprises qui comptent entre 5 et 19 employés (Statistique Canada, 2011). Par conséquent, de nombreuses petites entreprises ont une valeur d'UMM inférieure à 1. Cela peut se produire également si les entreprises mènent des activités seulement durant une partie de l'année, ce qui est plus probable dans le cas des entreprises en démarrage créées à la fin d'une année civile²².

Pour vérifier la robustesse des résultats, on utilise également l'unité individuelle de main-d'œuvre (UIM). L'UIM est beaucoup plus proche d'un dénombrement des effectifs, 1,0 UIM étant attribuée à chaque personne qui reçoit au moins un feuillet T4 une année donnée. Si les personnes ont travaillé pour différentes entreprises au cours de l'année, leur 1,0 UIM est répartie proportionnellement sur les entreprises selon la part de paye annuelle totale gagnée dans chacune. Par exemple, si une personne a gagné 10 000 \$ dans l'entreprise A et 40 000 \$ dans l'entreprise B, alors 0,2 UIM est attribuée à l'entreprise A et 0,8 UIM à l'entreprise B.

L'UIM ne tient pas compte des différences de qualité entre les emplois. Étant donné qu'elle compte le nombre de feuillets T4 émis, sans égard au nombre d'heures effectivement travaillées, elle peut traiter de la même façon un travailleur à temps partiel qui travaille quatre heures par semaine et un membre du personnel à temps plein qui travaille 40 heures par semaine. Les entreprises qui embauchent de nombreux travailleurs occasionnels ou à temps partiel sembleront avoir un grand nombre d'emplois même si le nombre total d'heures travaillées est petit.

En moyenne, la valeur UIM d'une entreprise dans le fichier du PALE est 3,0 fois plus élevée que sa valeur UMM (tableau 9 en annexe). Cette moyenne est fortement influencée par les profils d'emploi des toutes petites entreprises (moins d'une UMM), dont la valeur UIM moyenne est 5,7 fois plus élevée que leur valeur UMM. Par contre, l'UIM des entreprises comptant 20 employés ou plus est en moyenne seulement 1,1 fois plus élevée que leur UMM. Le plus grand écart dans les mesures au niveau inférieur de l'échelle de taille est probablement fonction

21. Baldwin (1998) examine la croissance de l'emploi en tenant compte de la qualité de l'emploi selon le salaire moyen.

22. Étant donné que la date précise de démarrage des nouvelles entreprises n'est pas connue, on ne peut identifier avec certitude les entreprises qui ont mené des activités au cours d'une partie de l'année seulement. Dans le cas d'entreprises nouvellement créées, il est difficile d'apporter une correction pour la taille puisque de nombreuses entreprises ne survivent pas l'année suivante. Par conséquent, les nouvelles entreprises peuvent sembler plus petites qu'elles ne l'étaient en réalité au moment de leur création.

des salaires plus faibles des travailleurs autonomes, des employés de jeunes entreprises et des employés d'entreprises qui sont en activité pendant une partie de l'année seulement.

Étant donné la façon dont les deux mesures sont obtenues, il n'est pas étonnant de constater qu'un plus grand nombre d'UIM que d'UMM sont dénombrées chaque année dans le secteur des entreprises (graphique 13 en annexe). Par exemple, en 2008, le nombre d'UIM s'établissait à 13,5 millions comparativement à 11,5 millions d'UMM. La création brute d'emplois et la destruction brute d'emplois sont également plus importantes lorsqu'elles sont fondées sur les UIM que sur les UMM (graphique 14 en annexe). Toutefois, les niveaux de croissance nette de l'emploi sont comparables. La dynamique de la croissance nette de l'emploi affiche généralement la même tendance selon l'UMM et l'UIM : lorsque l'une augmente, l'autre augmente également. Certaines analyses laissent entendre que les mesures réagissent différemment au cours du cycle économique, les augmentations du nombre d'UIM devançant les augmentations du nombre d'UMM. Cela pourrait être attribuable au fait que les entreprises répondent à une demande accrue en embauchant des employés à temps partiel (à salaire inférieur), puis en font des employés permanents si la demande se maintient.

3.2 Définition de l'âge

Dans le PALE, les données sur l'emploi remontent à 1983, ce qui permet d'obtenir une mesure de l'âge des entreprises. HJM définissent l'âge de l'entreprise de la façon suivante : « ... lorsque un nouveau ID d'entreprise apparaît pour une raison quelconque, l'âge de l'entreprise est basé sur l'âge du plus ancien établissement appartenant à l'entreprise la première année où le nouveau ID d'entreprise est observé. On permet ensuite à l'entreprise de suivre le processus de vieillissement naturel... sans égard aux fusions ou acquisitions et tant et aussi longtemps que la propriété et le contrôle de l'entreprise ne changent pas de mains » (p. 13).

La définition de l'âge d'une entreprise dans la présente analyse est similaire. Pour chaque ID d'entreprise dans l'étude, nous déterminons la première année où il est observé au cours de la période de 1999 à 2008 et nous utilisons la version du PALE correspondante (p. ex., la version de 2000 si l'entreprise était présente pour la première fois en 2000). Dans cette version, la première année en laquelle l'entreprise avait des employés devient l'année de sa création^{23,24}. L'âge de l'entreprise est ensuite déterminé de façon naturelle²⁵.

Un âge de zéro correspond à une création d'entreprise. Il y a création d'entreprise lorsqu'aucune des composantes de la nouvelle entreprise n'a d'antécédents d'emploi. Cette définition concorde avec celle de HJM et avec la définition de « naissance » d'entreprise proposée par l'OCDE et EuroStat : « Une naissance représente la création d'une combinaison

23. Dans le cas d'un nouveau ID d'entreprise, l'âge attribué à l'entreprise n'est pas nécessairement zéro. Par exemple, deux entreprises peuvent se fusionner pour créer une nouvelle entreprise légitime ayant un propriétaire différent et une nouvelle gamme de produits. Étant donné que l'on peut retracer l'emploi dans le passé des parties composantes de la nouvelle entreprise, l'âge de celle-ci n'est pas zéro. HJM traitent cette situation d'une manière comparable : l'âge de la nouvelle entreprise ne sera pas zéro la première année de son existence si elle a acquis des établissements (qui n'ont pas zéro an).

24. Pour les entreprises présentes la première année de l'échantillon utilisé ici (1999), il est impossible d'obtenir l'âge de l'entreprise lors de la toute première occurrence de l'ID d'entreprise parce que les microdonnées d'avant 1999 ne sont pas disponibles. La distribution de l'âge des entreprises est légèrement différente seulement dans le cas des entreprises présentes pour la première fois dans l'échantillon en 1999, comparativement à celles qui ont figuré pour la première fois plus tard; on attribue à un plus petit nombre d'entreprises l'âge de zéro ou un an lorsqu'elles sont présentes pour la première fois et à un plus grand nombre un âge de deux ans ou plus. La plus grande différence s'observe dans le cas de l'âge zéro (92 % des entreprises présentes en 1999, comparativement à 96 % pour celles qui figurent plus tard). Toutefois, cela ne semble pas introduire un biais : lorsque les échantillons transversaux des entreprises qui figuraient pour la première fois en 1999 sont exclus des régressions, les conclusions sont les mêmes.

25. Si les entreprises n'ont pas d'employés pendant une année ou plus, puis recommencent à avoir des employés, elles continuent de prendre de l'âge durant leur absence de la population d'employeurs. La très grande majorité de ces entreprises enregistrent des ventes même si elles n'ont pas d'employés.

de facteurs de production avec la restriction qu'aucune autre entreprise n'est en fait indiquée. Les naissances n'incluent pas les entrées survenues dans la population dues à des fusions, des dissolutions, des scissions ou des restructurations au sein d'un ensemble d'entreprises » (EuroStat/OCDE, 2007).

Dans la version de 1999 du PALE, l'année de création des entreprises peut être déterminée en remontant à 1984 (entreprises ayant 15 ans en 1999), mais l'âge exact des entreprises plus âgées n'est pas connu. À des fins d'uniformité, une catégorie distincte d'âge, « 16 ans ou plus », est créée pour toutes les versions subséquentes. La variable de l'âge utilisée par HJM est également censurée à droite à 15 ans et un autre groupe est créé pour les entreprises de 16 ans ou plus.

3.3 Cadre empirique : croissance

Pour les principales mesures de la taille de l'entreprise et de la croissance de l'emploi, nous adoptons ici la méthode de HJM fondée sur l'année « courante » ou « moyenne ». La taille moyenne de l'entreprise i est définie comme étant $X_{it} = \frac{E_{it} + E_{it-1}}{2}$, et la croissance de l'emploi

est définie par $g_{it} = \frac{E_{it} - E_{it-1}}{X_{it}}$, où g_{it} est le taux de croissance de l'entreprise i de la période $t-1$

à la période t et E est l'emploi. Il convient de souligner que les résultats en ce qui concerne les taux ne sont pas présentés sous forme de variations en pourcentage dans le texte et les tableaux; une valeur de 1 correspond à 100 %, une valeur de 0,05, à 5 %.

Cette formulation, qui est une définition standardisée de la croissance de l'emploi dans la littérature empirique portant sur la loi de Gibrat, a plusieurs propriétés souhaitables. Premièrement, elle a l'avantage d'être symétrique, en ce qu'elle ne varie pas selon le choix d'une année de référence²⁶. Deuxièmement, elle fournit des résultats comparables aux taux de croissance logarithmiques, du moins pour les entreprises qui augmentent ou réduisent leur emploi de jusqu'à 50 % ou moins (selon les mesures log/moyenne). La principale différence par rapport à la croissance logarithmique est que la méthode de « l'année moyenne » est linéaire et bornée par -2 et 2 aux extrémités; la méthode de « l'année moyenne » attribue aux créations et aux disparitions d'entreprises un taux de croissance de 2 et -2, respectivement, par construction. Par conséquent, les créations et les disparitions d'entreprises constituent un sous-ensemble distinct qui n'est pas directement comparable aux autres observations et qu'il est préférable d'analyser séparément. En outre, l'emploi moyen en l'année t est la moyenne de $(0, E_{it})$ pour les créations d'entreprises et de $(E_{it-1}, 0)$ pour les entreprises en voie de disparition, ce qui veut dire que le dénominateur pour ces entreprises correspond arbitrairement à la moitié de leur taille actuelle au moment de leur entrée et de leur sortie.

Le troisième avantage de la méthode de l'« année moyenne » est que cette mesure est facilement agrégée. Par exemple, selon cette méthode, le taux de croissance de l'emploi agrégé est défini par

$$g_t = \sum_s X_s g_{st} = \sum_s X_s \sum_{i \in s} \frac{X_i}{X_s} g_i \quad (1)$$

où $s = 1, \dots, S$ est un groupe d'observations selon certaines caractéristiques identifiables, comme la taille ou l'âge. X_s et g_s sont définis par l'emploi total du groupe en $t-1$ et en t . Les X_s

26. Voir Tornqvist, et coll. (1985) pour des détails sur les propriétés souhaitables des mesures de la croissance.

sont une mesure de l'importance relative de la taille du groupe dans l'économie, et g_s est le taux de croissance du groupe.

3.4 Cadre empirique : classification selon la taille

La méthode de l'année moyenne de HJM diffère de celle de l'année de référence de Birch à deux égards, soit quant au dénominateur utilisé aux fins du calcul du taux de croissance et à la méthode utilisée pour classer une entreprise dans une catégorie de taille. Okolie (2004) a démontré que, pour le calcul de la croissance nette et brute de l'emploi, la méthode de classification des entreprises par catégorie de taille importe plus que le dénominateur utilisé. Pour cette raison, un seul dénominateur est utilisé dans la présente étude, soit la taille moyenne de l'entreprise en $t-1$ et en t . Pour déterminer si le phénomène de régression vers la moyenne est présent dans les données du PALE, nous comparons les résultats obtenus lorsque les entreprises sont classées selon leur taille durant l'année de référence (taille en $t-1$) aux résultats utilisant leur taille moyenne (taille moyenne en $t-1$ et en t).

La classification selon la taille moyenne atténue, sans toutefois les éliminer, les problèmes liés à la régression vers la moyenne. Elle règle les problèmes de régression vers la moyenne à court terme lorsque ceux-ci sont d'un ordre de grandeur petit ou moyen, mais elle n'éteint pas nécessairement complètement les larges chocs transitoires ou les chocs qui durent plus d'une période. Toutefois, comme il a été indiqué précédemment, il n'est pas clair que les effets persistants des chocs devraient être définis comme étant transitoires et éliminés. En outre, la méthode utilisée ici tend à classer de façon erronée les chocs persistants. Par exemple, une petite entreprise qui ajoute des emplois en permanence peut devenir une entreprise de taille moyenne. Cependant, sa classification correcte est celle d'une petite entreprise créatrice d'emplois. Dans ce cas, l'utilisation de l'année de référence produit la bonne réponse, contrairement à l'utilisation de la taille moyenne.

3.5 Cadre économétrique

La présente analyse porte uniquement sur le secteur des entreprises. À cette fin, les échantillons transversaux d'entreprises classées dans les secteurs du SCIAN 91 (administrations publiques), 61 (services d'enseignement) et 62 (soins de santé et assistance sociale) sont exclus²⁷.

Pour broser un tableau de la relation statistique entre les taux de croissance de l'emploi et l'âge ainsi que la taille de l'entreprise, nous spécifions le modèle de régression suivant :

$$g_{it} = \Gamma'Z + \sum_{s=1}^S \left(\sum_{i=1}^N \beta_s \cdot 1 \cdot [i \in s] \right) + \sum_{a=0}^A \gamma_a \cdot 1 \cdot [i \in a] + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où $s = 1, \dots, S$ sont les catégories de taille d'entreprise, $a = 1, \dots, A$ sont les catégories d'âge des entreprises et $1[\cdot]$ est une fonction indicatrice qui est égale à 1 si l'entreprise $i = 1, \dots, N$ appartient à la catégorie de taille/d'âge donnée. Le vecteur Z contient les variables de contrôle (variables binaires pour l'année et le secteur à deux chiffres du SCIAN). Les catégories omises sont l'année 2003 et le secteur de la fabrication (SCIAN 33).

Cinq variations différentes de la régression sont employées, en utilisant la mesure de l'emploi exprimée en UMM et en UIM :

27. Au Canada, les secteurs de l'enseignement et de la santé sont dans une grande mesure financés par le secteur public. Contrairement aux entreprises dans le secteur privé, les entreprises dans les secteurs exclus ne maximisent pas nécessairement les profits.

- Variables de contrôle de la taille seulement, classification en fonction de la taille de référence
- Variables de contrôle de la taille seulement, classification en fonction de la taille moyenne
- Variables de contrôle de l'âge seulement
- Variables de contrôle de la taille et de l'âge, classification en fonction de la taille de référence
- Variables de contrôle de la taille et de l'âge, classification en fonction de la taille moyenne

Des variables binaires de l'industrie et de l'année sont incluses dans chaque spécification. Les coefficients des variables binaires (fonctions indicatrices) sont en fait les moyennes conditionnelles des taux de croissance de groupes donnés. Nous nous intéressons à la question de savoir si les β ou γ diffèrent, respectivement, entre les tailles d'entreprise et les groupes d'âge.

Dans les régressions, les observations transversales ayant un taux de croissance égal à 2 (entrée) mais pour lesquelles l'âge n'est pas zéro sont exclues²⁸. Même si elles ne sont pas nombreuses, ces observations pourraient biaiser les conclusions au sujet de l'effet de l'âge de l'entreprise.

28. Dans HJM, les entreprises qui sont de retour après une absence temporaire sont exclues du calcul de la création et de la destruction d'emplois. L'utilisation d'échantillons transversaux de deux ans empêche d'identifier directement ces entreprises qui s'absentent. La condition imposée que l'âge ne soit pas zéro a pour effet d'exclure les entreprises qui reviennent; toutefois, celles dont l'âge est supérieur à zéro au moment de leur première apparition sont également exclues (4 % des entreprises qui figurent dans les échantillons).



4 Résultats

Les entreprises qui comptent moins d'une UMM ou UIM sont désignées comme étant des entreprises « très petites ». Les entreprises « petites » sont celles qui comptent moins de 500 employés et les « grandes » entreprises, celles comptant plus de 500 employés (selon la mesure de l'effectif exprimée en UMM ou en UIM). Les « entreprises en démarrage » ont zéro an, les « jeunes » entreprises ont moins de 10 ans et les entreprises « matures » ont 10 ans ou plus.

4.1 Statistiques descriptives

4.1.1 Distribution des entreprises et de l'emploi entre les catégories de taille et d'âge

En 2008, le secteur des entreprises comprenait plus de un million d'entreprises constituées et non constituées en société comptant des employés (tableau 1). Près de quatre de ces entreprises sur dix (38 %) comptaient moins d'une UMM, indiquant peut-être un très petit nombre de travailleurs (un travailleur autonome travaillant une partie de l'année seulement) et/ou des salaires particulièrement faibles par rapport à d'autres petites entreprises. D'ailleurs, 25 % de ces entreprises très petites comptaient une UIM correspondant à exactement un employé et près des deux tiers en comptaient une ou moins. Toutefois, les entreprises qui démarrent tard dans l'année et dont les employés ont gagné la majeure partie de leur revenu chez d'autres employeurs pourraient également donner ce résultat. Près de la moitié (48 %) des entreprises, soit un peu plus d'un demi-million, comptaient plus d'une mais moins de dix UMM. Un autre 11 % (environ 115 000 entreprises) comptaient entre 10 et 49 employés. Les entreprises comptant 50 employés ou plus représentaient 2,7 % du total et les grandes entreprises comptant 500 employés ou plus, 0,2 % seulement.

Tableau 1

Nombre d'entreprises, secteur des entreprises, selon l'âge et la taille, 2008

Taille de l'entreprise	Âge					Total	Âge					Total
	Moins de 1 an	1 à 3 ans	4 à 9 ans	10 à 15 ans	16 ans ou plus		Moins de 1 an	1 à 3 ans	4 à 9 ans	10 à 15 ans	16 ans ou plus	
	nombre						pourcentage					
Unités moyennes de main-d'œuvre (selon le nombre d'employés)												
0 à moins de 1	86 066	117 403	93 860	49 038	50 799	397 166	8,2	11,2	9,0	4,7	4,9	38,0
1 à moins de 10	36 257	117 203	140 259	86 152	125 384	505 255	3,5	11,2	13,4	8,2	12,0	48,3
10 à moins de 50	1 784	13 698	26 584	21 598	51 618	115 282	0,2	1,3	2,5	2,1	4,9	11,0
50 à moins de 100	107	1 376	3 139	2 780	9 044	16 446	0,0	0,1	0,3	0,3	0,9	1,6
100 à moins de 500	x	x	1 604	1 570	6 389	10 327	x	x	0,2	0,2	0,6	1,0
500 ou plus	x	x	203	207	1 350	1 842	x	x	0,0	0,0	0,1	0,2
Total	124 274	250 466	265 649	161 345	244 584	1 046 318	11,9	23,9	25,4	15,4	23,4	100,0
Unités individuelles de main-d'œuvre (selon le nombre d'employés)												
0 à moins de 1	35 321	31 931	25 863	12 916	11 931	117 962	3,4	3,1	2,5	1,2	1,1	11,3
1 à moins de 10	84 783	195 630	199 554	117 332	156 414	753 713	8,1	18,7	19,1	11,2	14,9	72,0
10 à moins de 50	3 858	20 120	34 311	25 875	58 225	142 389	0,4	1,9	3,3	2,5	5,6	13,6
50 à moins de 100	210	1 794	3 747	3 175	9 511	18 437	0,0	0,2	0,4	0,3	0,9	1,8
100 à moins de 500	x	x	1 937	1 800	7 022	11 750	x	x	0,2	0,2	0,7	1,1
500 ou plus	x	x	237	247	1 481	2 067	x	x	0,0	0,0	0,1	0,2
Total	124 274	250 466	265 649	161 345	244 584	1 046 318	11,9	23,9	25,4	15,4	23,4	100,0

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Environ 12 % des entreprises étaient des entreprises en démarrage et un autre 49 % avaient moins de 10 ans. Les autres 39 % étaient des entreprises matures. Les petites entreprises comptaient un nombre démesurément élevé de jeunes entreprises (65 %) et les grandes entreprises, une majorité d'anciennes entreprises (85 %) (tableau 1).

Les emplois dans le secteur privé au Canada totalisaient 11,5 millions en 2008, soit une hausse par rapport à 10,2 millions en 1999. Les entreprises comptant moins de 100 employés étaient à l'origine d'environ la moitié de l'emploi dans le secteur public.

Selon la mesure de l'emploi exprimée en UMM, les entreprises très petites représentent moins de 2 % de l'emploi total et les grandes entreprises, 35 % (tableau 2). Selon la mesure exprimée en UIM, la part de l'emploi des petites entreprises est légèrement plus grande et celle des grandes entreprises, proportionnellement plus faible. Cela donne à penser, de nouveau, que les petites entreprises comptent généralement plus d'emplois à faible rémunération et à temps partiel.

Tableau 2

Emploi, selon l'âge et la taille de l'entreprise, 2008

Taille de l'entreprise	Âge					Total	Âge					Total
	Moins de 1 an	1 à 3 ans	4 à 9 ans	10 à 15 ans	16 ans ou plus		Moins de 1 an	1 à 3 ans	4 à 9 ans	10 à 15 ans	16 ans ou plus	
	nombre						pourcentage					
Unités moyennes de main-d'œuvre (selon le nombre d'employés)												
0 à moins de 1	32 009	54 663	44 953	23 887	25 373	180 886	0,3	0,5	0,4	0,2	0,2	1,6
1 à moins de 10	92 069	349 804	467 731	301 931	487 480	1 699 016	0,8	3,0	4,1	2,6	4,2	14,7
10 à moins de 50	33 301	271 029	537 679	444 221	1 126 680	2 412 909	0,3	2,3	4,7	3,8	9,8	20,9
50 à moins de 100	7 259	92 542	213 224	189 460	620 804	1 123 289	0,1	0,8	1,8	1,6	5,4	9,7
100 à moins de 500	x	x	294 961	287 109	1 224 523	1 949 343	x	x	2,6	2,5	10,6	16,9
500 ou plus	x	x	349 516	478 259	3 270 052	4 179 515	x	x	3,0	4,1	28,3	36,2
Total	180 424	976 691	1 908 064	1 724 868	6 754 912	11 544 959	1,6	8,5	16,5	14,9	58,5	100,0
Unités individuelles de main-d'œuvre (selon le nombre d'employés)												
0 à moins de 1	17 236	16 478	13 249	6 594	6 230	59 788	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,4
1 à moins de 10	180 563	514 217	601 927	373 941	569 825	2 240 472	1,3	3,8	4,4	2,8	4,2	16,5
10 à moins de 50	70 318	391 261	679 359	527 565	1 256 411	2 924 915	0,5	2,9	5,0	3,9	9,3	21,6
50 à moins de 100	14 192	121 818	255 519	218 392	659 514	1 269 435	0,1	0,9	1,9	1,6	4,9	9,4
100 à moins de 500	x	x	353 099	337 775	1 342 713	2 216 446	0,1	x	2,6	2,5	9,9	16,4
500 ou plus	x	x	421 964	612 301	3 680 688	4 831 523	0,1	x	3,1	4,5	27,2	35,7
Total	307 729	1 317 783	2 325 117	2 076 569	7 515 381	13 542 578	2,3	9,7	17,2	15,3	55,5	100,0

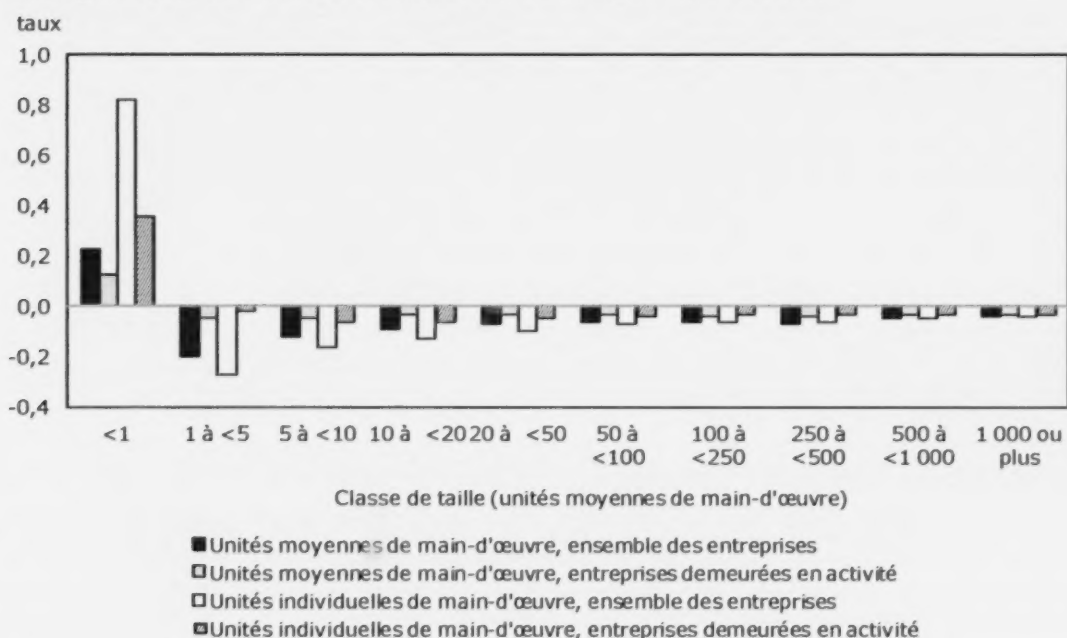
Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

4.1.2 Taux de croissance moyen selon la taille et l'âge

Les taux de croissance de l'emploi selon les catégories de taille d'entreprise dépendent de la méthode utilisée pour classer les entreprises, soit selon la taille de l'année de référence ou selon la taille de l'année moyenne (graphiques 1, 2 et 3). Selon la classification en fonction de la taille de référence, le taux de croissance moyen est négatif pour toutes les catégories de taille sauf celle des entreprises très petites²⁹. L'inverse s'observe dans le cas de la classification selon la taille moyenne : sauf pour les très petites entreprises, toutes les catégories de taille affichent un taux de croissance positif. Ces résultats divergents montrent l'importance de la méthode de classement selon la taille utilisée. Le signe différent que prend le taux de croissance indique l'ampleur du phénomène de régression vers la moyenne et montre que les entreprises qui sont susceptibles de changer de direction sont plus susceptibles d'afficher une croissance négative supérieure à la croissance positive, peut-être parce que les possibilités de déclin sont moins susceptibles d'être bornées.

Graphique 1

Taux annuel moyen de croissance de l'emploi, 1999 à 2008, selon la taille de l'entreprise, classification en fonction de la taille de référence



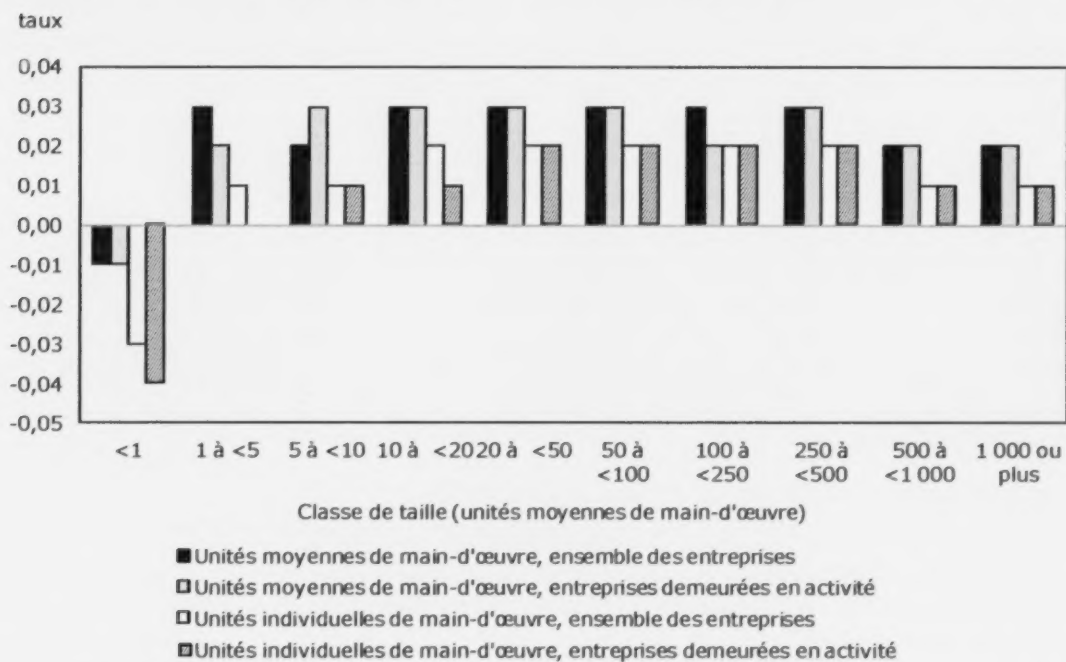
Note : La taille moyenne est utilisée dans le dénominateur du taux de croissance dans tous les cas.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

29. Lorsque les entreprises sont classées selon leur taille en l'année de référence mais que le taux de croissance est établi comme étant $(X_t - X_{t-1})/X_{t-1}$ au lieu de $(X_t - X_{t-1})/\text{moy}(X_t, X_{t-1})$, les taux de croissance moyens sont positifs pour toutes les catégories de taille. En outre, leur taille diminue. Seules les entreprises demeurées en activité ont été prises en considération aux fins de cet exercice, parce que le taux de croissance normalisé n'est pas bien défini pour les entreprises entrantes et sortantes.

Graphique 2

Taux annuel moyen de croissance de l'emploi, 1999 à 2008, selon la taille de l'entreprise, classification en fonction de la taille moyenne

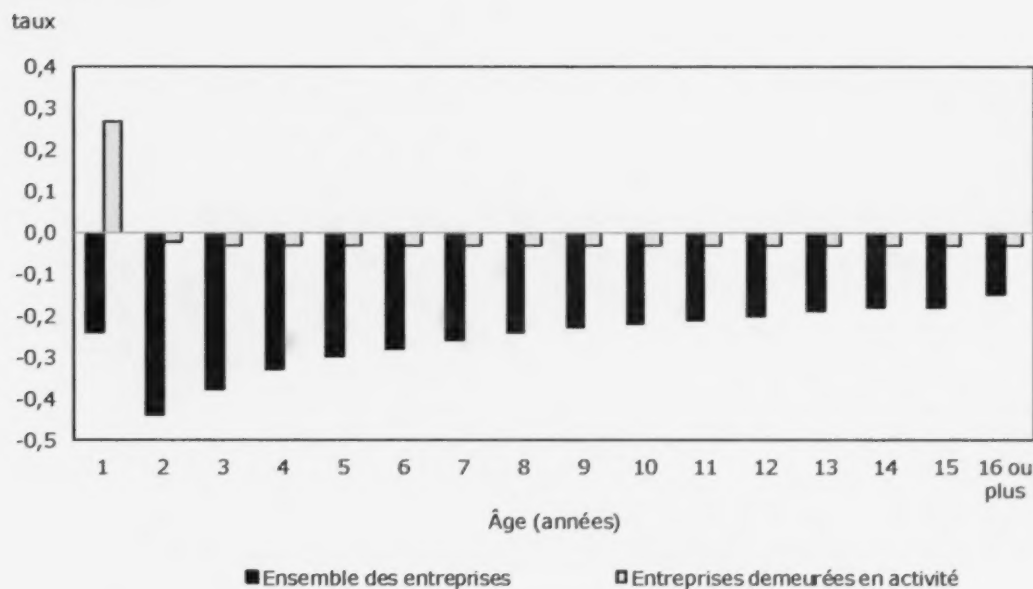


Note : La taille moyenne est utilisée dans le dénominateur du taux de croissance dans tous les cas.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 3

Taux annuel moyen de croissance de l'emploi, 1999 à 2008, selon l'âge de l'entreprise



Note : La taille moyenne est utilisée dans le dénominateur du taux de croissance dans tous les cas.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Selon la classification en fonction de la taille moyenne, le taux de croissance augmente dans les catégories de taille d'entreprise inférieures, est relativement constant pour les catégories de taille du milieu et diminue dans les catégories de taille supérieures. Cette tendance se maintient que l'emploi soit mesuré en UMM ou en UIM, et que l'on examine toutes les entreprises ou seulement celles qui demeurent en activité.

Selon la classification en fonction de la taille de référence, le taux de croissance de l'emploi est plus élevé à l'extrémité inférieure de la distribution des entreprises selon la taille, soit chez les entreprises comptant moins d'une UMM ou UIM. Toutefois, selon la classification en fonction de la taille moyenne, le taux de croissance est inférieur pour ces micro-entreprises. Dans l'un ou l'autre cas, les micro-entreprises diffèrent sans doute suffisamment du reste de la population d'entreprises pour qu'il n'y ait probablement pas lieu de s'appuyer sur cette catégorie pour tirer des conclusions au sujet de la croissance supérieure des petites entreprises.

Les catégories de taille sur lesquelles porte la présente analyse ont été choisies afin de broser un tableau permettant d'évaluer s'il existe des tendances monotones allant des petits aux grands groupes de taille qui révèlent la supériorité uniforme des tendances pour des entreprises de plus en plus petites. Lorsqu'on utilise la classification selon la taille moyenne, il est difficile de dégager des taux de croissance moyens une tendance particulière forte laissant supposer cette supériorité uniforme. Lorsque la mesure UIM est utilisée pour toutes les entreprises, la croissance des entreprises de taille moyenne est plus rapide que celle des petites ainsi que des grandes entreprises. Lorsque la mesure UMM est utilisée, le profil est plutôt irrégulier au dessus de 1 UMM, même si les entreprises les plus grandes ont des taux de croissance inférieurs à toutes les entreprises sauf les micro-entreprises.

Il convient de reconnaître que les différences entre les catégories de taille sont rarement examinées de façon aussi détaillée. Au contraire, on utilise souvent des regroupements très

larges selon lesquels l'univers des entreprises est divisé arbitrairement en trois groupes, soit moins de 100 employés, de 100 à moins de 500 employés et 500 employés ou plus. Lorsqu'on utilise ces grandes catégories de taille, on constate que les petites entreprises ont des taux de croissance plus élevés que les entreprises de taille moyenne et grande (tableau 3). De telles agrégations empêchent de voir si toutes les petites entreprises ou seulement un sous-ensemble de ces dernières ont une croissance supérieure, ce que les catégories plus détaillées utilisées ici nous permettent d'examiner. Par ailleurs, aucune de ces catégories (ni les catégories très agrégées, ni celles qui sont plus détaillées) ne permettent de tenir compte des écarts auxquels on pourrait s'attendre entre les taux de croissance des divers groupes attribuables aux effets de composition, c'est-à-dire à la question de savoir si plus de petites entreprises se trouvent dans certaines industries qui peuvent connaître une croissance plus rapide au cours des périodes étudiées, si les périodes choisies influent sur l'importance relative des petites et des grandes entreprises ou si les différences d'âge sont un facteur important qui influe sur les différences observées entre les catégories de taille.

Tableau 3

Taux de croissance moyen selon la classification en fonction de la taille moyenne, trois grandes catégories de taille d'entreprise, 1999 à 2008

Taille de l'entreprise	Unités moyennes de main-d'œuvre	Unités individuelles de main-d'œuvre
	Taux moyen de croissance	
0 à moins de 100 (groupe de référence)	0,0461	0,0382
100 à moins de 500	0,0272 *	0,0203 *
500 ou plus	0,0209 *	0,0132 *

* statistiquement différent de la catégorie de taille la plus petite au seuil de signification de 0,05.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Le graphique 3, qui présente le taux moyen de croissance de l'emploi selon l'âge, montre l'importance des premières années d'activité d'une entreprise. De nombreuses entreprises qui démarrent ne survivent pas jusqu'à l'année suivante, mais celles qui survivent prennent de l'expansion : le taux de croissance moyen des entreprises d'un an qui demeurent en activité est positif³⁰. Par la suite, les taux annuels de croissance de l'emploi sont, en général, négatifs. Le taux de croissance de l'ensemble des entreprises est inférieur à celui des entreprises qui demeurent en activité, parce que les sorties réduisent considérablement la moyenne. Par conséquent, tenir compte de l'âge de l'entreprise a pour effet de fournir plus de renseignements sur la croissance de l'emploi que la taille de l'entreprise à elle seule.

Dans la section qui suit, nous procédons à une analyse multivariée pour examiner les écarts des taux de croissance entre les catégories de taille une fois prises en compte les différences entre les caractéristiques de l'industrie, de la période et de l'âge.

4.2 Résultats des régressions - Moyennes conditionnelles

Les résultats des régressions sont présentés aux tableaux 4 à 7. Les paramètres de chacune de ces régressions sont représentés dans les graphiques 4 à 11. La moyenne inconditionnelle des taux de croissance pour la catégorie de taille exclue (au moins 1 000 employés) et (ou) la catégorie d'âge (16 ans ou plus) est ajoutée à chaque paramètre. Comme nous l'avons indiqué ci-dessus, la moyenne inconditionnelle pour la catégorie de taille supérieure est négative dans le cas de la classification en fonction de la taille de référence, mais positive dans le cas de la classification en fonction de la taille moyenne.

30. Les entreprises qui ont un an et qui demeurent en activité sont le seul groupe pour lequel les taux de croissance ne sont pas distribués symétriquement autour de zéro. Ils sont biaisés vers la croissance positive. Cela est attribuable au fait que la taille est mesurée de façon imparfaite l'année de la création d'une entreprise qui est en activité durant une partie de l'année seulement.

Tableau 4

Résultats des régressions utilisant les unités moyennes de main-d'œuvre - Ensemble des entreprises

	Taille de référence		Taille moyenne		Âge de l'entreprise seulement		Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise		Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	
	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type
Variations										
Taille de l'entreprise ¹ (UMM))										
< 1	0,2378 ***	0,0036	-0,0958 ***	0,0033	-0,3604 ***	0,0035	-0,6484 ***	0,0032
1 à <5	-0,1631 ***	0,0035	-0,0213 ***	0,0033	-0,1414 ***	0,0035	-0,1374 ***	0,0031
5 à < 10	-0,0830 ***	0,0035	-0,0075 *	0,0033	-0,0564 ***	0,0035	-0,0403 ***	0,0031
10 à < 20	-0,0516 ***	0,0035	0,0004	0,0033	-0,0267 ***	0,0035	-0,0183 ***	0,0032
20 à < 50	-0,0377 ***	0,0035	0,0040	0,0033	-0,0136 ***	0,0035	-0,0006	0,0032
50 à < 100	-0,0264 ***	0,0036	0,0096 **	0,0034	-0,0058	0,0036	0,0094 **	0,0032
100 à < 250	-0,0221 ***	0,0037	0,0092 **	0,0035	-0,0107 **	0,0037	0,0042	0,0033
250 à < 500	-0,0297 ***	0,0046	0,0072	0,0044	-0,0261 ***	0,0046	-0,0027	0,0041
500 à < 1 000	-0,0151 **	0,0053	0,0014	0,0051	-0,0145 **	0,0053	-0,0084	0,0048
Âge de l'entreprise ² (en années)										
0	2,1857 ***	0,0005	2,4043 ***	0,0008	2,5415 ***	0,0007
1	0,0448 ***	0,0012	0,1877 ***	0,0012	0,2895 ***	0,0012
2	-0,2710 ***	0,0011	-0,1764 ***	0,0011	-0,0871 ***	0,0010
3	-0,2129 ***	0,0011	-0,1318 ***	0,0011	-0,0566 ***	0,0011
4	-0,1675 ***	0,0012	-0,0960 ***	0,0011	-0,0312 ***	0,0011
5	-0,1423 ***	0,0012	-0,0784 ***	0,0012	-0,0214 ***	0,0011
6	-0,1235 ***	0,0012	-0,0650 ***	0,0012	-0,0133 ***	0,0012
7	-0,1032 ***	0,0012	-0,0496 ***	0,0012	-0,0029 *	0,0012
8	-0,0869 ***	0,0013	-0,0375 ***	0,0013	0,0050 ***	0,0012
9	-0,0777 ***	0,0013	-0,0320 ***	0,0013	0,0066 ***	0,0013
10	-0,0691 ***	0,0014	-0,0269 ***	0,0013	0,0088 ***	0,0013
11	-0,0599 ***	0,0014	-0,0218 ***	0,0014	0,0100 ***	0,0013
12	-0,0459 ***	0,0014	-0,0117 ***	0,0014	0,0162 ***	0,0014
13	-0,0396 ***	0,0015	-0,0097 ***	0,0015	0,0147 ***	0,0014
14	-0,0323 ***	0,0015	-0,0050 ***	0,0015	0,0172 ***	0,0015
15	-0,0256 ***	0,0016	-0,0004	0,0015	0,0197 ***	0,0015

	Taille de référence	Taille moyenne	Âge de l'entreprise seulement	Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise
Statistiques diagnostiques					
Nombre d'observations (en millions)	10,5	10,5	10,5	10,5	10,5
R au carré	0,0461	0,0190	0,4612	0,4726	0,5155

* significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,05.

** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,001.

*** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,0001.

1. Le groupe de référence est 1 000 ou plus, sauf pour « Âge de l'entreprise seulement ».

2. Le groupe de référence est 16 ans ou plus, sauf pour « Taille de référence » et « Taille moyenne ».

Note : UMM = unités moyennes de main-d'œuvre. Les écarts-types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle de l'année et de l'industrie au niveau à deux chiffres du

Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) sont également incluses dans ces régressions.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Tableau 5

Résultats des régressions utilisant les unités moyennes de main-d'œuvre - Entreprises demeurées en activité

	Taille de référence		Taille moyenne		Âge de l'entreprise seulement		Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise		Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	
	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type
Variables										
Taille de l'entreprise ¹ (UMM)										
< 1	0,1733 ***	0,0032	-0,0387 ***	0,0030	0,0855 ***	0,0032	-0,1482 ***	0,0030
1 à <5	-0,0113 ***	0,0031	-0,0044	0,0030	-0,0406 ***	0,0032	-0,0643 ***	0,0030
5 à < 10	-0,0142 ***	0,0031	0,0053	0,0030	-0,0246 ***	0,0032	-0,0271 ***	0,0030
10 à < 20	-0,0047	0,0032	0,0092 **	0,0030	-0,0102 **	0,0032	-0,0130 ***	0,0030
20 à < 50	-0,0056	0,0032	0,0098 **	0,0030	-0,0085 **	0,0032	-0,0056	0,0030
50 à < 100	-0,0046	0,0032	0,0109 ***	0,0031	-0,0057	0,0032	0,0012	0,0030
100 à < 250	-0,0063	0,0033	0,0104 ***	0,0031	-0,0082 *	0,0033	0,0024	0,0031
250 à < 500	-0,0124 **	0,0040	0,0096 *	0,0039	-0,0150 ***	0,0040	0,0021	0,0038
500 à < 1 000	-0,0030	0,0046	0,0013	0,0045	-0,0064	0,0047	-0,0043	0,0045
Âge de l'entreprise ² (en années)										
1	0,4518 ***	0,0009	0,4045 ***	0,0009	0,4983 ***	0,0009
2	0,0197 ***	0,0007	-0,0020 **	0,0007	0,0534 ***	0,0007
3	0,0109 ***	0,0007	-0,0068 ***	0,0008	0,0405 ***	0,0008
4	0,0125 ***	0,0008	-0,0024 **	0,0008	0,0389 ***	0,0008
5	0,0072 ***	0,0008	-0,0058 ***	0,0008	0,0311 ***	0,0008
6	0,0062 ***	0,0008	-0,0054 ***	0,0008	0,0282 ***	0,0008
7	0,0063 ***	0,0008	-0,0041 ***	0,0008	0,0267 ***	0,0008
8	0,0057 ***	0,0008	-0,0040 ***	0,0008	0,0247 ***	0,0008
9	0,0046 ***	0,0009	-0,0042 ***	0,0009	0,0222 ***	0,0009
10	0,0031 ***	0,0009	-0,0049 ***	0,0009	0,0196 ***	0,0009
11	0,0035 ***	0,0009	-0,0035 ***	0,0009	0,0184 ***	0,0009
12	0,0052 ***	0,0009	-0,0011	0,0009	0,0186 ***	0,0009
13	0,0014	0,0010	-0,0040 ***	0,0010	0,0134 ***	0,0010
14	0,0013	0,0010	-0,0038 ***	0,0010	0,0123 ***	0,0010
15	0,0034 **	0,0010	-0,0013	0,0010	0,0135 ***	0,0010

	Taille en années de référence	Taille moyenne	Âge de l'entreprise seulement	Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise
Statistiques diagnostiques					
Nombre d'observations (en millions)	8,1	8,1	8,1	8,1	8,1
R au carré	0,0298	0,0061	0,0746	0,0844	0,0826

* significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,05.

** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,001.

*** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,0001.

1. Le groupe de référence est 1 000 ou plus, sauf pour « Âge de l'entreprise seulement ».

2. Le groupe de référence est 16 ans ou plus, sauf pour « Taille de référence » et « Taille moyenne ».

Note : UMM = unités moyennes de main-d'œuvre. Les écarts-types sont corrigées pour l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle de l'année et de l'industrie au niveau à deux chiffres du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) sont également incluses dans ces régressions.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Tableau 6

Résultats des régressions utilisant les unités individuelles de main-d'œuvre - Ensemble des entreprises

	Taille de référence		Taille moyenne		Âge de l'entreprise seulement		Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise		Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	
	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur-type
Variables										
Taille de l'entreprise ¹ (UIM)										
< 1	0,8454 ***	0,0034	-0,1250 ***	0,0032	-0,4115 ***	0,0035	-1,0210 ***	0,0029
1 à <5	-0,2304 ***	0,0032	-0,0358 ***	0,0030	-0,1863 ***	0,0032	-0,2026 ***	0,0028
5 à < 10	-0,1178 ***	0,0032	-0,0130 ***	0,0030	-0,0752 ***	0,0032	-0,0613 ***	0,0028
10 à < 20	-0,0868 ***	0,0032	-0,0021	0,0030	-0,0470 ***	0,0032	-0,0233 ***	0,0028
20 à < 50	-0,0548 ***	0,0032	0,0065 *	0,0030	-0,0204 ***	0,0033	0,0015	0,0028
50 à < 100	-0,0289 ***	0,0033	0,0106 ***	0,0031	-0,0008	0,0033	0,0146 ***	0,0029
100 à < 250	-0,0190 ***	0,0034	0,0120 ***	0,0032	-0,0004	0,0034	0,0111 ***	0,0030
250 à < 500	-0,0149 ***	0,0040	0,0097 **	0,0038	-0,0028	0,0041	0,0067	0,0035
500 à < 1 000	-0,0105 *	0,0048	0,0027	0,0046	-0,0056	0,0049	-0,0029	0,0043
Âge de l'entreprise ² (en années)										
0	2,1760 ***	0,0004	2,4573 ***	0,0013	2,7311 ***	0,0008
1	-0,0699 ***	0,0011	0,0403 ***	0,0011	0,2079 ***	0,0010
2	-0,2807 ***	0,0010	-0,2153 ***	0,0010	-0,0924 ***	0,0009
3	-0,2213 ***	0,0011	-0,1646 ***	0,0011	-0,0644 ***	0,0009
4	-0,1764 ***	0,0011	-0,1255 ***	0,0011	-0,0425 ***	0,0010
5	-0,1494 ***	0,0011	-0,1035 ***	0,0011	-0,0325 ***	0,0010
6	-0,1295 ***	0,0012	-0,0870 ***	0,0012	-0,0231 ***	0,0010
7	-0,1089 ***	0,0012	-0,0697 ***	0,0012	-0,0130 ***	0,0011
8	-0,0919 ***	0,0012	-0,0554 ***	0,0012	-0,0048 ***	0,0011
9	-0,0814 ***	0,0013	-0,0474 ***	0,0013	-0,0015	0,0011
10	-0,0704 ***	0,0013	-0,0389 ***	0,0013	0,0030 **	0,0012
11	-0,0629 ***	0,0014	-0,0343 ***	0,0013	0,0023	0,0012
12	-0,0494 ***	0,0014	-0,0237 ***	0,0014	0,0074 ***	0,0012
13	-0,0409 ***	0,0014	-0,0185 ***	0,0014	0,0089 ***	0,0013
14	-0,0338 ***	0,0015	-0,0131 ***	0,0015	0,0105 ***	0,0013
15	-0,0284 ***	0,0015	-0,0096 ***	0,0015	0,0113 ***	0,0013

	Taille de référence	Taille moyenne	Âge de l'entreprise seulement	Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise
Statistiques diagnostiques					
Nombre d'observations (en millions)	10,5	10,5	10,5	10,5	10,5
R au carré	0,1795	0,0188	0,4855	0,4936	0,5847

* significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,05.

** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,001.

*** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,0001.

1. Le groupe de référence est 1 000 ou plus, sauf pour « Âge de l'entreprise seulement ».

2. Le groupe de référence est 16 ans ou plus, sauf pour « Taille de référence » et « Taille moyenne ».

Note : UIM = unités individuelles de main-d'œuvre. Les écarts-types sont corrigées pour l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle de l'année et de l'industrie au niveau à deux chiffres du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) sont également incluses dans ces régressions.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Tableau 7

Résultats des régressions utilisant les unités individuelles de main-d'œuvre - Entreprises demeurées en activité

Variables	Taille de référence		Taille moyenne		Âge de l'entreprise seulement		Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise		Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	
	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type	estimation	erreur- type
Variables										
Taille de l'entreprise ¹ (UIM)										
< 1	0,4071 ***	0,0029	-0,0629 ***	0,0028	0,3361 ***	0,0029	-0,1600 ***	0,0027
1 à <5	0,0235 ***	0,0028	-0,0126 ***	0,0026	0,0049	0,0028	-0,0594 ***	0,0026
5 à < 10	-0,0262 ***	0,0028	-0,0009	0,0026	-0,0300 ***	0,0028	-0,0262 ***	0,0026
10 à < 20	-0,0233 ***	0,0028	0,0049	0,0026	-0,0243 ***	0,0028	-0,0131 ***	0,0026
20 à < 50	-0,0147 ***	0,0028	0,0092 ***	0,0026	-0,0145 ***	0,0028	-0,0032	0,0026
50 à < 100	-0,0061 *	0,0029	0,0119 ***	0,0027	-0,0054	0,0029	0,0033	0,0027
100 à < 250	-0,0034	0,0030	0,0121 ***	0,0028	-0,0028	0,0030	0,0061 *	0,0027
250 à < 500	-0,0023	0,0034	0,0101 **	0,0032	-0,0024	0,0034	0,0049	0,0032
500 à < 1 000	-0,0009	0,0041	0,0042	0,0039	-0,0016	0,0041	-0,0001	0,0038
Âge de l'entreprise ² (en années)										
1	0,3076 ***	0,0008	0,2239 ***	0,0007	0,3410 ***	0,0008
2	0,0099 ***	0,0007	-0,0168 ***	0,0007	0,0307 ***	0,0007
3	0,0026 ***	0,0007	-0,0199 ***	0,0007	0,0212 ***	0,0007
4	0,0032 ***	0,0007	-0,0167 ***	0,0007	0,0199 ***	0,0007
5	0,0000	0,0007	-0,0176 ***	0,0007	0,0152 ***	0,0007
6	-0,0001	0,0007	-0,0161 ***	0,0007	0,0140 ***	0,0007
7	0,0003	0,0007	-0,0143 ***	0,0007	0,0134 ***	0,0007
8	0,0004	0,0007	-0,0133 ***	0,0007	0,0128 ***	0,0007
9	0,0008	0,0008	-0,0119 ***	0,0008	0,0123 ***	0,0008
10	0,0018 *	0,0008	-0,0097 ***	0,0008	0,0125 ***	0,0008
11	0,0004	0,0008	-0,0100 ***	0,0008	0,0101 ***	0,0008
12	0,0017 *	0,0008	-0,0075 ***	0,0008	0,0104 ***	0,0008
13	0,0003	0,0009	-0,0073 ***	0,0009	0,0081 ***	0,0009
14	0,0000	0,0009	-0,0072 ***	0,0009	0,0072 ***	0,0009
15	0,0005	0,0009	-0,0060 ***	0,0009	0,0071 ***	0,0009

	Taille de référence	Taille moyenne	Âge de l'entreprise seulement	Taille de référence avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise	Taille moyenne avec variables de contrôle de l'âge de l'entreprise
Statistiques diagnostiques					
Nombre d'observations (en millions)	8,1	8,1	8,1	8,1	8,1
R au carré	0,0606	0,0035	0,0451	0,0846	0,0515

* significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,05.

** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,001.

*** significativement différent du groupe de référence au seuil de signification de 0,0001.

1. Le groupe de référence est 1 000 ou plus, sauf pour « Âge de l'entreprise seulement ».

2. Le groupe de référence est 16 ans ou plus, sauf pour « Taille de référence » et « Taille moyenne ».

Note : UIM = unités individuelles de main-d'œuvre. Les écarts-types sont corrigées pour l'hétéroscédasticité. Les variables de contrôle de l'année et de l'industrie au niveau à deux chiffres du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) sont également incluses dans ces régressions.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Les paramètres des variables binaires pour chaque catégorie de taille d'entreprise sont représentés dans les graphiques 4 à 7 pour les méthodes de classification en fonction de la taille de référence et de la taille moyenne, incluant et excluant les variables binaires de l'âge. Trois résultats se démarquent. Le premier est que, sans égard à la méthode employée, les taux moyens de croissance de l'emploi à l'extrémité supérieure de la distribution des tailles diffèrent très peu.

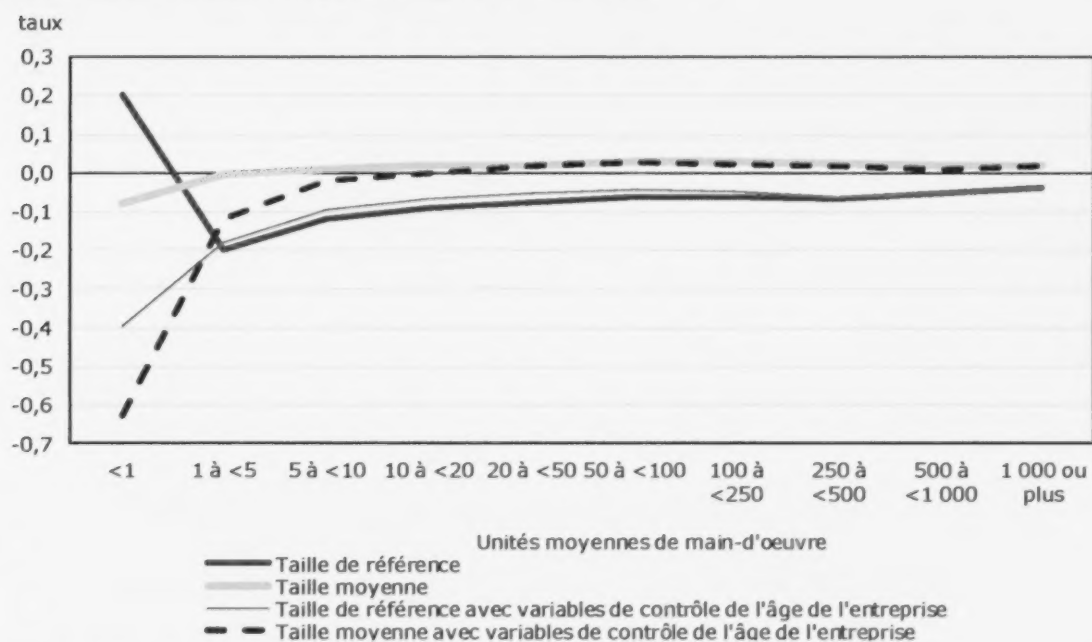
Le deuxième résultat est que la relation négative entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi prévaut seulement dans le cas de la méthode de l'année de référence et seulement pour les entreprises les plus petites. Les taux de croissance de l'emploi des petites entreprises sont supérieurs seulement lorsque l'on fait abstraction du phénomène de régression vers la moyenne. Même dans ces conditions, la relation disparaît dans le cas des entreprises de taille relativement petite (5 à 10 employés). La méthode de l'année moyenne donne une relation positive au cours du même intervalle; autrement dit, les petites entreprises n'ont pas d'avantage. La différence entre les résultats des deux méthodes laisse supposer que la régression vers la moyenne importe, du moins pour les entreprises les plus petites³¹.

Le troisième résultat est que l'âge de l'entreprise importe, comme dans HJM. Dans le cas de la méthode de l'année de référence, le fait d'inclure l'âge réduit ou élimine la relation négative entre la taille des entreprises et les taux de croissance de l'emploi, selon qu'il s'agit de l'ensemble des entreprises ou seulement de celles qui demeurent en activité. Les taux de croissance plus élevés des entreprises les plus petites sont attribuables à l'âge plus jeune de ce groupe. Selon la méthode de l'année moyenne, la relation positive se vérifie dans une large gamme de tailles d'entreprise lorsque l'âge de l'entreprise est neutralisé, mais disparaît au-delà de la fourchette de 10 à 20 employés. Ici, les taux de croissance augmentent avec la taille de l'entreprise, du moins dans le cas des catégories de taille plus petite. Dans l'un et l'autre cas, les entreprises plus petites n'affichent pas de taux de croissance proportionnellement plus élevés.

31. Les régressions ont été exécutées également au moyen de la méthode de Birch, en classant les entreprises selon leur taille de référence, le taux de croissance étant défini comme $(X_{t-X_{t-1}})/X_{t-1}$ au lieu de $(X_t - X_{t-1})/\text{moy}(X_t, X_{t-1})$. Seules les entreprises demeurées en activité ont été prises en considération, parce que le taux de croissance normalisé des entreprises entrantes et sortantes n'est pas bien défini. Aucun des coefficients des catégories de taille ne sont significatifs, que l'âge soit connu ou non, parce que les écarts-types sont trop grands.

Graphique 4

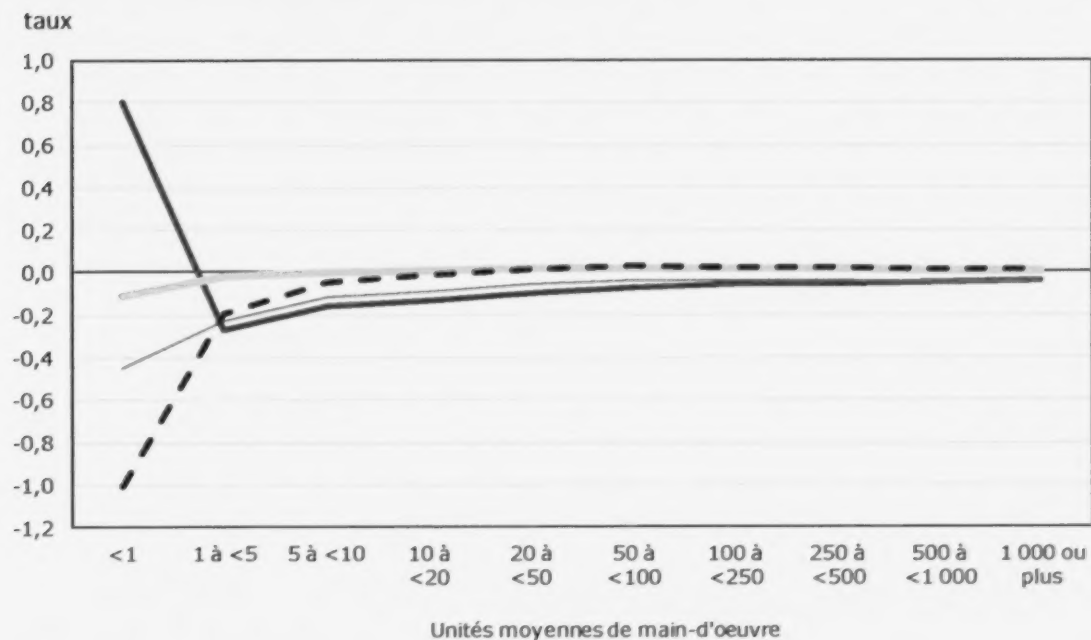
Relation entre la croissance et la taille de l'entreprise, ensemble des entreprises, 1999 à 2008 - Unités moyennes de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 5

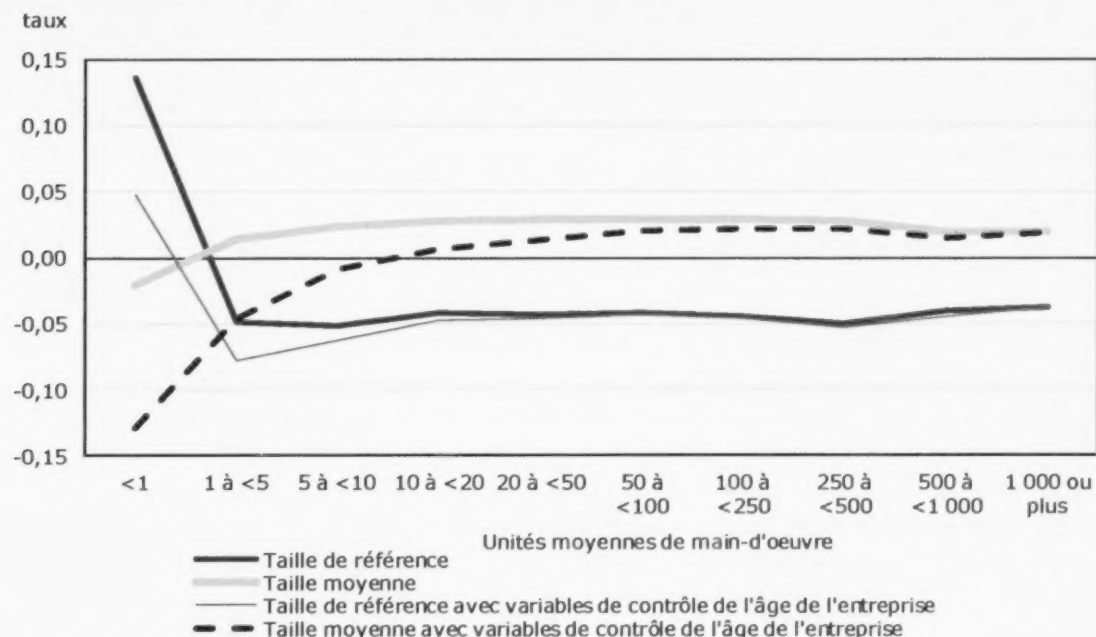
Relation entre la croissance et la taille de l'entreprise, ensemble des entreprises, 1999 à 2008 - Unités individuelles de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 6

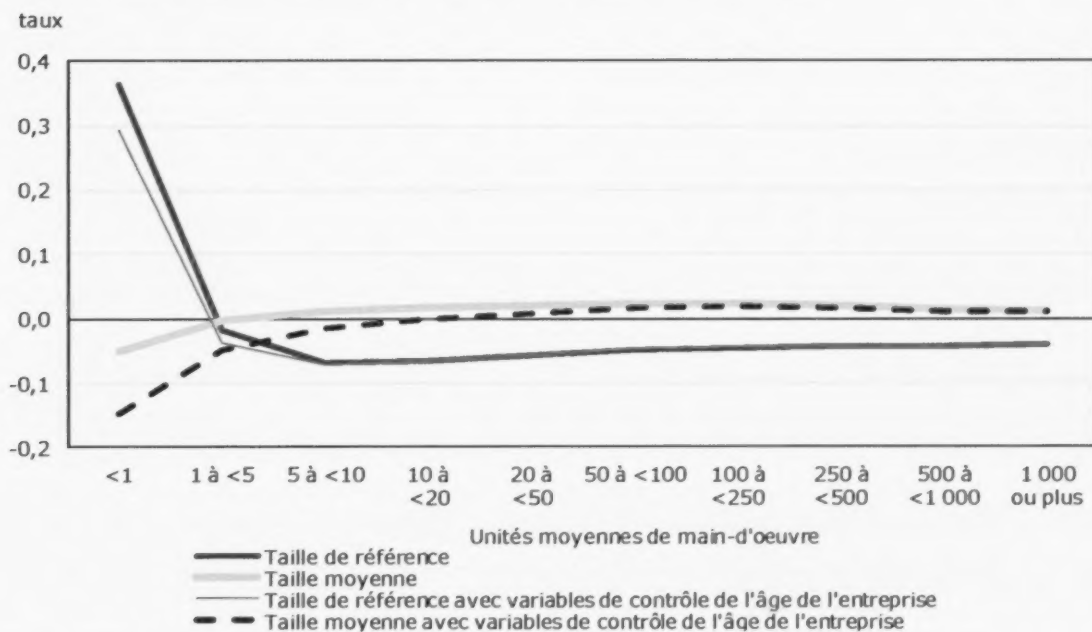
Relation entre la croissance et la taille de l'entreprise, entreprises demeurées en activité, 1999 à 2008 - Unités moyennes de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 7

Relation entre la croissance et la taille de l'entreprise, entreprises demeurées en activité, 1999 à 2008 - Unités individuelles de main-d'œuvre

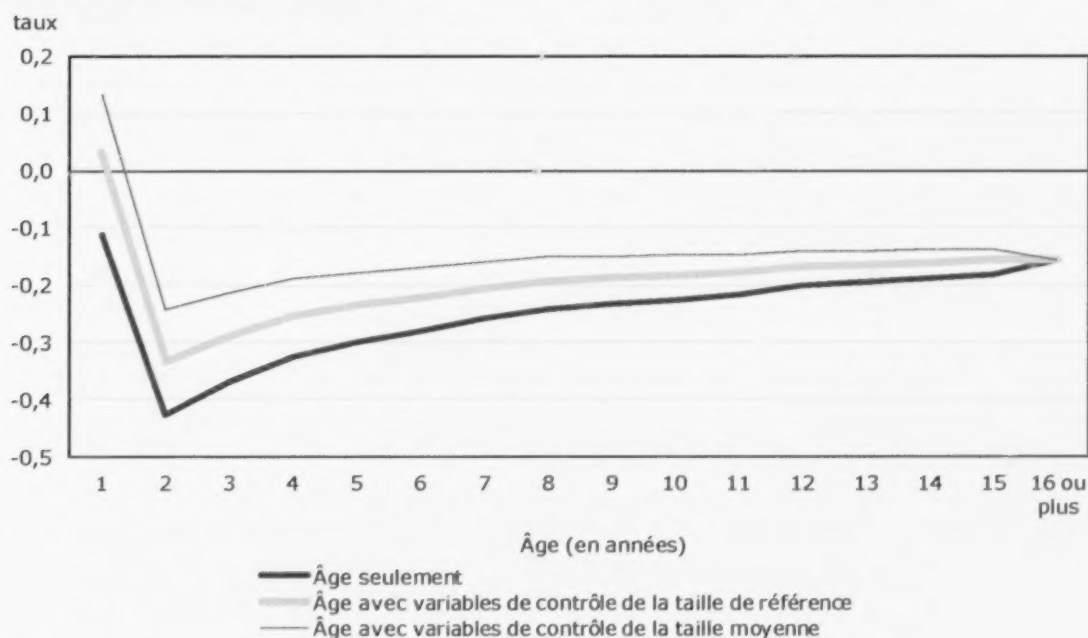


Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Les paramètres des variables d'âge sont représentés aux graphiques 8 à 11. La grande majorité des estimations sont significatives au seuil de 0,01 %, indiquant une différence entre les taux de croissance de l'emploi du groupe omis (16 ans ou plus) et des entreprises plus jeunes. Étant donné que les taux de croissance pour les entreprises nouvellement créées sont égaux à 2 par construction, ils sont exclus du graphique. Deux caractéristiques se démarquent. Premièrement, la prise en compte de la taille de l'entreprise n'influe pas sur la nature de la relation entre l'âge de l'entreprise et la croissance de l'emploi, bien qu'elle influe sur l'ordre de grandeur de cette relation. Dans la plupart des cas, les taux de croissance de l'emploi diminuent fortement entre la première et la deuxième année d'activité³². Lorsque les entreprises demeurées en activité ainsi que les entreprises sortantes sont incluses, une relation positive marquée entre l'âge de l'entreprise et la croissance de l'emploi après la deuxième année est évidente. Toutefois, dans le cas des entreprises qui demeurent en activité, seulement une petite relation négative s'observe après la deuxième année. Cela indique un taux de sortie plus élevé dans le cas des jeunes entreprises comparativement aux anciennes entreprises. HJM appellent ce phénomène « dynamique d'expansion ou de disparition » des entreprises en démarrage et des très jeunes entreprises.

Graphique 8

Relation entre la croissance et l'âge, ensemble des entreprises - Unités moyennes de main-d'œuvre

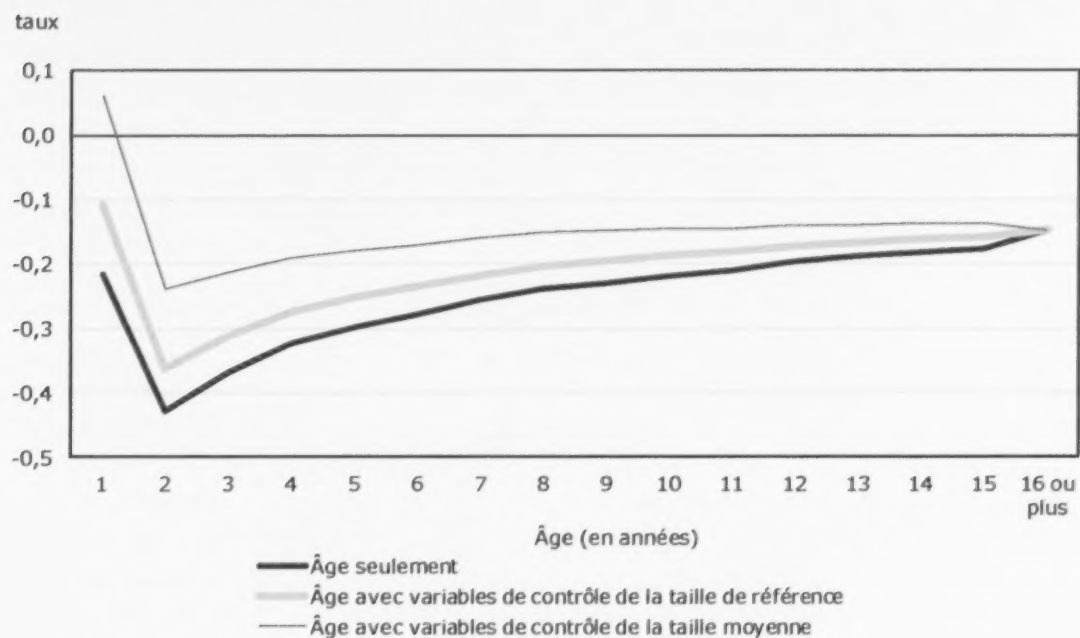


Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

32. HJM constatent également une diminution des taux de croissance entre la première et la deuxième année, bien que d'un ordre de grandeur plus petit. La chute prononcée observée ici est attribuable en partie aux nouvelles entreprises en activité durant une partie de l'année et qui survivent en l'année 1. Leur taux de croissance en l'année 1 pourrait être surestimé.

Graphique 9

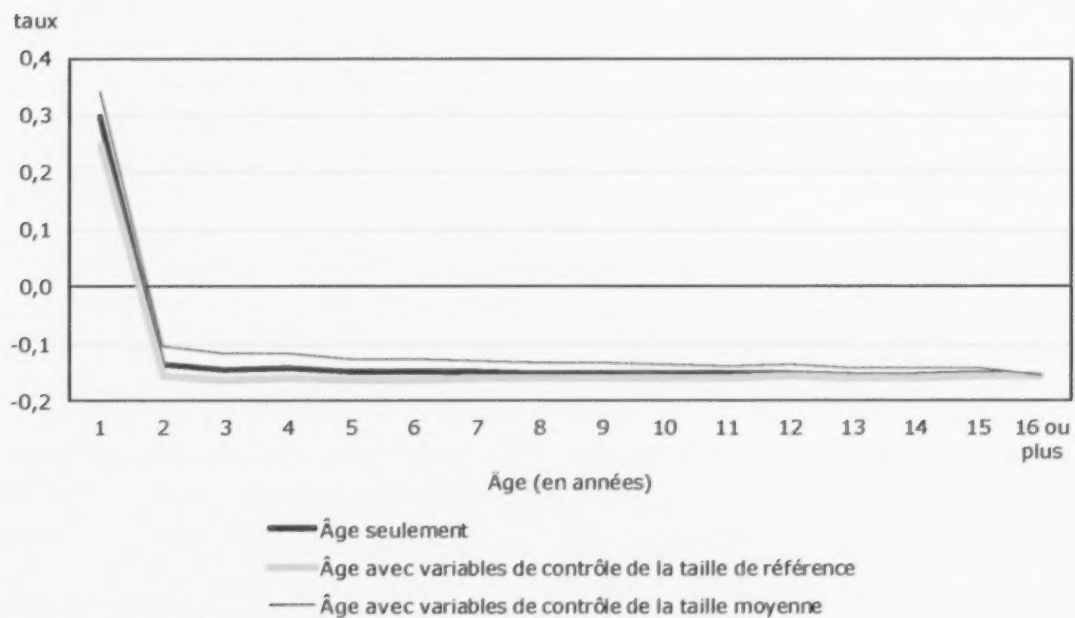
Relation entre la croissance et l'âge, ensemble des entreprises - Unités individuelles de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 10

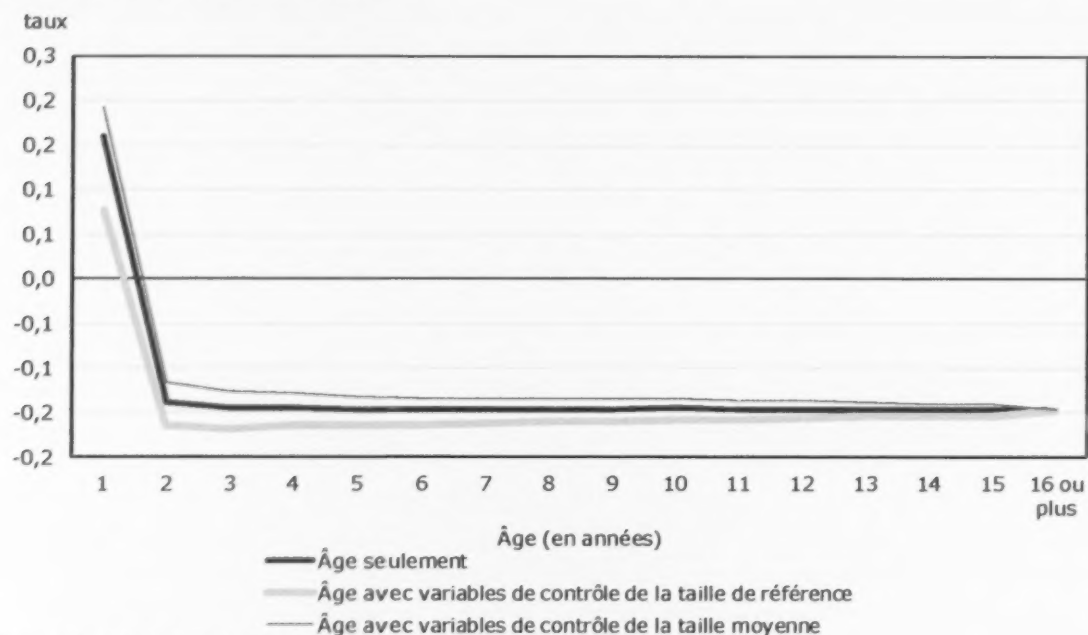
Relation entre la croissance et l'âge, entreprises demeurées en activité - Unités moyennes de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 11

Relation entre la croissance et l'âge, entreprises demeurées en activité - Unités individuelles de main-d'œuvre



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Dans l'ensemble, les résultats donnent à penser que les effets du phénomène de régression vers la moyenne à court terme importent au Canada. Il y a peu de preuves à l'appui d'une relation entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi, sauf dans le cas des entreprises les plus petites. Au contraire, les résultats laissent supposer que la loi de Gibrat se vérifie pour les taux moyen de croissance de l'emploi à l'échelle minimale efficace ou au dessus de celle-ci; que la relation indique des taux plus élevés de croissance de l'emploi à mesure que la taille de l'entreprise augmente pour se rapprocher de l'échelle minimale efficace; et que la relation qui existe est attribuable aux nouvelles entreprises et aux entreprises très jeunes, tandis qu'il y a peu de différences entre les entreprises plus anciennes.

Ces résultats se vérifient que l'emploi soit mesuré en UMM ou en UIM. Cela laisse supposer que les entreprises modifient leur niveau d'emploi—rajusté et non rajusté selon la qualité - de façon semblable d'une année à l'autre. Par conséquent, les chocs idiosyncratiques ont un effet comparable sur ces deux concepts de l'emploi.

4.3 Distribution selon la taille

La distribution des entreprises canadiennes selon la taille fournit d'autres preuves de l'applicabilité de la loi de Gibrat aux taux de croissance de l'emploi. Si la loi de Gibrat se vérifie, la taille de l'entreprise devrait suivre une distribution de Zipf, avec un exposant de Zipf de -1^{33} . Nous avons cherché à déterminer si l'exposant de Zipf ξ diffère significativement de -1 en

33. « Cette émergence nécessaire de la loi de Zipf peut étonner. On peut citer comme analogie le théorème de la limite centrale : si une variable d'une distribution arbitraire (de variance finie) est examinée et la moyenne de ses réalisations successives est calculée, normalisée de la manière appropriée, cette moyenne aura toujours (asymptotiquement) une distribution normale, indépendamment de la caractéristique du processus initial. De même, quels que soient les facteurs particuliers à l'origine de la croissance..., dès qu'ils satisfont (du moins sur une certaine fourchette) à la loi de Gibrat, la distribution convergera vers Zipf » (Gabaix, 1999).

régressant le log du rang de l'entreprise (entreprises classées de la plus grande à la plus petite) sur le log de sa taille (Gabaix, 1999) :

$$\log(\text{rang}) = \log a + \xi \log(\text{taille}).$$

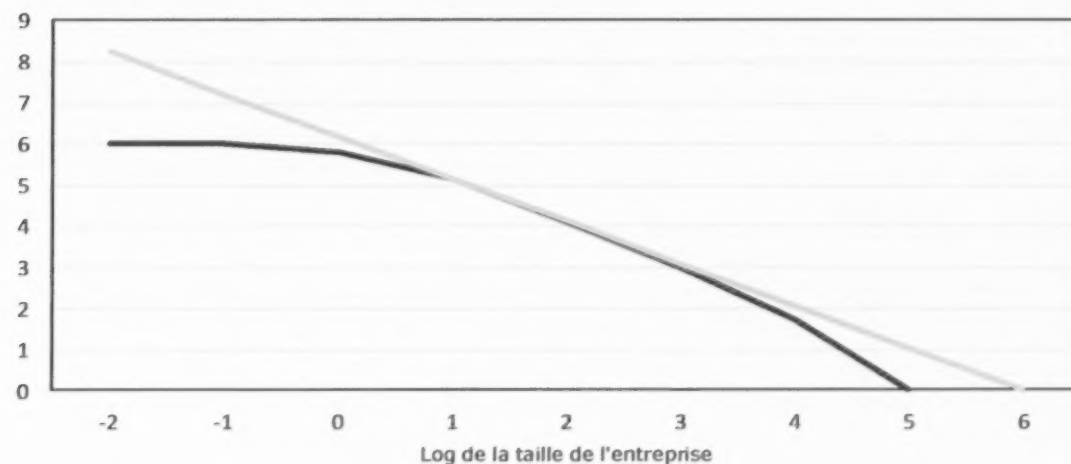
Si la loi de Zipf se vérifie, les entreprises devraient se situer le long d'une droite avec une pente de -1.

Le graphique 12 donne à penser que la loi de Zipf est une bonne approximation des entreprises qui comptent 5 employés ou plus (le log de la taille se situant à 0,7). Toutefois, il est évident que les entreprises plus petites ne suivent pas cette tendance.

Graphique 12

Illustration des résultats de la régression de Zipf utilisant les unités moyennes de main-d'œuvre

Log du rang de l'entreprise



— Distribution observée — Exposant de Zipf estimé pour les entreprises comptant 5 employés ou plus

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Le tableau 8 présente les coefficients de la régression de Zipf pour les entreprises en activité en 2008. Au niveau agrégé, lorsque toutes les entreprises sont incluses, le coefficient est significativement différent de -1. Lorsque seules les entreprises qui comptent 5 employés ou plus sont incluses, le coefficient est seulement légèrement différent de -1 selon les mesures de l'emploi exprimées en UMM (-1,03) et en UIM (-1,06). Ces résultats sont proches du coefficient de -1,06 observé par Axtel pour les États-Unis (Axtell, 2001). Ainsi, la loi de Zipf est une bonne approximation de la queue supérieure de la distribution des tailles d'entreprise pour le Canada.

Tableau 8

Résultats de la régression de Zipf, 2008

	Ordonnée à l'origine		Exposant de Zipf		Observations
	estimation	erreur-type	estimation	erreur-type	nombre
Ensemble des entreprises					
Unités moyennes de main-d'œuvre	5,71 ***	0,00017	-0,56 ***	0,00023	1 046 300
Unités individuelles de main-d'œuvre	5,89 ***	0,00018	-0,68 ***	0,00024	1 046 300
Entreprises comptant 5 employés ou plus					
Unités moyennes de main-d'œuvre	6,18 ***	0,00023	-1,03 ***	0,00018	252 200
Unités individuelles de main-d'œuvre	6,28 ***	0,00017	-1,06 ***	0,00014	315 200

*** significativement différent de 0 au seuil de signification de 0,0001.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.



5 Conclusion

La question de savoir quelles entreprises prennent de l'expansion et lesquelles sont en décroissance est une question qui devient de plus en plus importante. Dans les pays où le chômage est élevé, particulièrement dans le sillage de la crise financière, les décideurs ont tout intérêt à savoir quel type d'entreprises créent des emplois.

Une abondante littérature porte sur la relation entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi. De nombreux chercheurs concluent à l'existence d'une relation négative. D'autres, toutefois, font valoir que les preuves à l'appui de ce résultat sont fondées sur des données inadéquates, des variables omises (âge de l'entreprise) et des interprétations erronées, et ils constatent une faible relation, voire aucune, entre le nombre d'employés dans une entreprise et la propension de cette dernière à créer des emplois.

Le présent document, s'est appuyé sur la base de données du PALE de Statistique Canada pour analyser les profils de croissance de l'emploi des entreprises au Canada. Les résultats montrent que les effets du phénomène de régression vers la moyenne sont importants, du moins dans le cas des entreprises les plus petites. L'âge importe également, particulièrement pour les entreprises les plus jeunes. Après prise en compte de l'influence des chocs transitoires et la neutralisation de l'âge de l'entreprise, il y a peu de preuves à l'appui de la thèse voulant que les petites entreprises affichent des taux de croissance de l'emploi proportionnellement plus élevés. La loi de Gibrat se vérifie pour le taux de croissance moyen des groupes de taille; autrement dit, au dessus du seuil de 20 employés, peu de liens s'observent entre la taille de l'entreprise et la croissance de l'emploi. Ces résultats sont qualitativement comparables à ceux de Haltiwanger et coll. (2010).

Nous avons examiné également la distribution des entreprises selon la taille qui résulte du profil des taux de croissance de l'emploi. La loi de Gibrat devrait produire une distribution des entreprises en catégories de taille suivant la loi de Zipf, c.-à-d. un petit nombre de grandes entreprises et un grand nombre de petites entreprises. En fait, nous trouvons qu'une distribution de Zipf est une bonne approximation de la distribution des entreprises selon la taille au Canada, ce qui est conforme à l'indépendance des taux de croissance et de la taille des entreprises.

D'aucuns soutiennent que les petites entreprises connaissent une croissance plus rapide que les grandes entreprises. D'autres affirment que cela est faux. La présente étude, arrive à la conclusion que les deux positions sont correctes. Il est vrai que les taux de croissance moyens sont plus élevés pour une large gamme d'entreprises définies arbitrairement comme étant de taille plus petite. Mais il n'est pas vrai que, lorsque nous examinons toute la gamme des catégories de taille, de la plus petite à la plus grande, les taux de croissance diminuent de façon monotone avec la taille. En fait, il existe des preuves que les taux de croissance moyens augmentent initialement. Dans ces conditions, une plus forte proportion d'entreprises de taille relativement petite n'entraînera pas une croissance de l'emploi proportionnellement plus grande.

Même ce résultat a besoin d'être nuancé puisque les moyennes des taux de croissance masquent d'importantes différences sur l'ensemble de la population sous-jacente attribuables aux effets de la composition de l'industrie et de l'année. Une fois ces effets examinés au moyen d'une analyse multivariée, il reste peu de liens entre la croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise, particulièrement après prise en compte de l'âge. Même si, prises ensembles, les petites entreprises créent proportionnellement un plus grand nombre d'emplois, une grande partie de cette création d'emplois a lieu dans la population étudiée parce que les industries où les petites entreprises étaient très nombreuses ont connu une croissance plus rapide; ou bien la période étudiée comprenait une concentration particulière d'années où les petites entreprises obtenaient de meilleurs résultats que les grandes entreprises; ou encore en raison d'une concentration particulière d'entreprises plus jeunes qui étaient petites et du fait que l'âge était étroitement lié à la croissance. Dans l'ensemble des petites entreprises, la croissance a été attribuable à des facteurs particuliers à l'industrie, à des circonstances particulières au moment donné ou à l'âge des entreprises. Ce sont ces éléments, et non la taille d'une entreprise en soi, qui créent les conditions propices à la croissance.

La présente étude montre par ailleurs qu'il convient de se pencher sur un nouvel ensemble de questions de recherche portant sur le processus de démarrage et l'expansion initiale des entreprises. Par exemple, quelles sont les caractéristiques des entreprises en démarrage et des jeunes entreprises qui réussissent? Tirent-elles parti des possibilités qui s'offrent différemment de leurs concurrents qui sont en déclin? Un sujet connexe est celui des entreprises de taille inférieure à l'échelle minimale efficace (EME). Une relation positive entre la taille de l'entreprise et le taux de croissance a été observée dans le cas des entreprises comptant moins de 20 employés. Cette relation positive s'observe même lorsqu'on examine uniquement les entreprises qui demeurent en activité. Le fait de se rapprocher de cette taille augmente la probabilité de survie des entreprises de taille inférieure et est associé également à une plus forte croissance de l'emploi. D'autres études pourraient porter sur la façon dont l'écart entre la taille initiale des entreprises entrantes et cette taille influe sur la croissance et les liens avec l'EME en général.

La variance des taux de croissance est un autre sujet qui mérite qu'on s'y attarde. Les ouvrages publiés sur le Canada et d'autres pays révèlent que la variance des taux de croissance n'est pas indépendante de la taille des entreprises. Par conséquent, la loi de Gibrat pourrait ne pas se vérifier pour les variances au Canada, même si elle se vérifie pour les moyennes. On pourrait étudier cette question en s'appuyant sur la base de données élaborée dans le présent document, ce qui permettrait également d'examiner la relation entre la variance des taux de croissance et l'âge des entreprises.

6 Annexe

Figure 1
Exemple de fusion

	Emploi en	
	t-1	t
Petite entreprise (A)	100	0
<i>Entreprise B achète entreprise A</i>		
Grande entreprise (B)	600	725
<hr/>		
<u>Croissance de l'emploi sans tenir compte des fusions et des acquisitions</u>		
Petite entreprise (A)		-100
Grande entreprise (B)		125
Croissance nette		<hr/> 25
 <u>Croissance de l'entreprise dans le PALE</u>		
Grande entreprise (B)		25
Croissance nette		<hr/> 25
<i>Entreprise A ne figure plus dans les données</i>		

Note : Lorsqu'une petite entreprise est acquise par une grande entreprise, le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) n'enregistre pas une diminution importante de l'effectif de la petite entreprise et une augmentation importante de l'effectif de la grande entreprise. Plutôt, la croissance annuelle de l'emploi dans la nouvelle entité maintenant fusionnée est attribuée à l'entreprise acheteuse et l'entreprise achetée ne figure plus dans les données.

6.1 Comparaison des unités moyennes de main-d'œuvre (UMM) et des unités individuelles de main-d'œuvre (UIM)

Tableau 9

Ratio des unités moyennes de main-d'œuvre et des unités individuelles de main-d'œuvre, selon la taille de l'entreprise exprimée en unités moyennes de main-d'œuvre

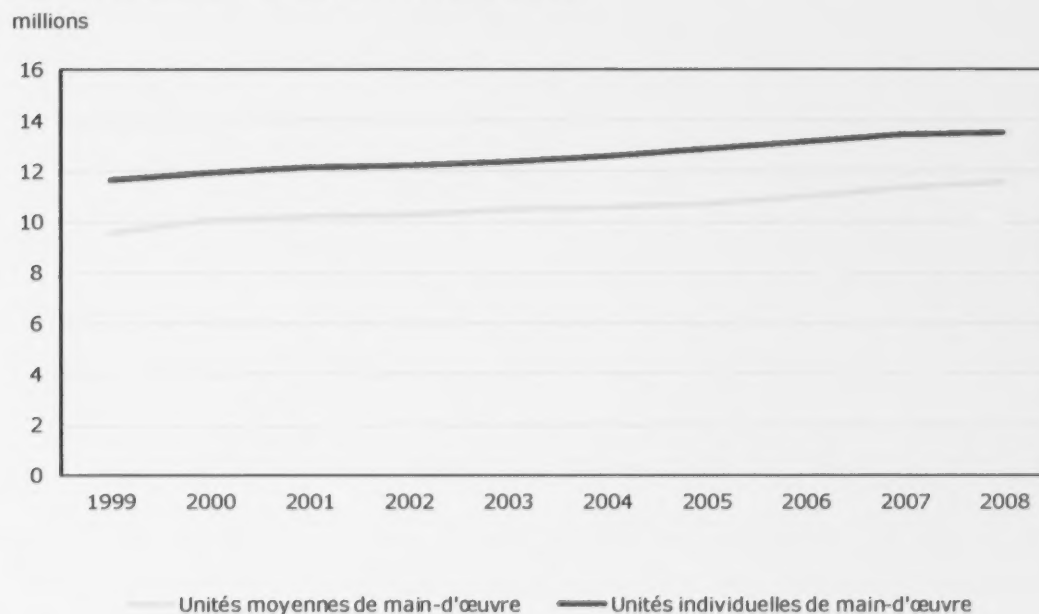
Taille de l'entreprise (unités moyennes de main-d'œuvre)	Observations nombre	Ratio UIM-UMM ratio
Moins de 1	3 494 100	5,7
1 à moins de 5	3 648 200	1,6
5 à moins de 10	1 028 600	1,3
10 à moins de 20	637 700	1,2
20 à moins de 50	457 100	1,1
50 à moins de 100	151 700	1,1
100 à moins de 250	77 400	1,1
250 à moins de 500	18 100	1,1
500 à moins de 1 000	8 600	1,1
1 000 ou plus	8 700	1,1
Ensemble des entreprises	9 530 100	3,0

Note : Basé sur les observations transversales comptant un nombre positif d'UMM et d'UIM l'année finale.

Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 13

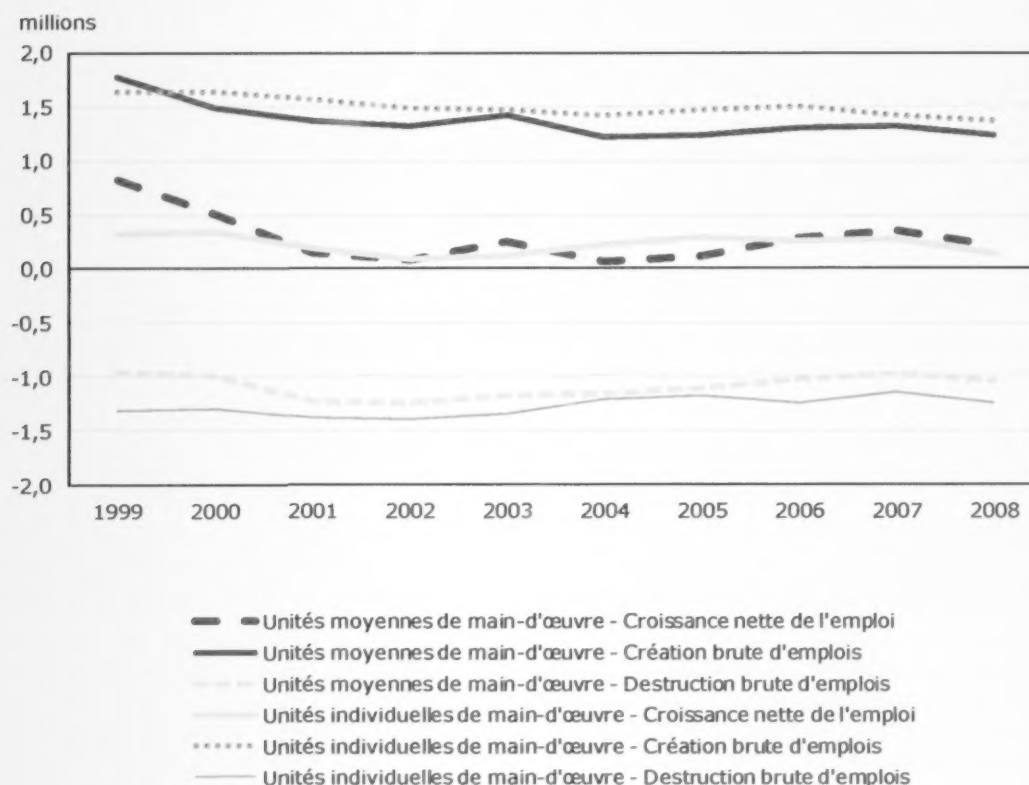
Nombre total d'unités moyennes de travail et d'unités individuelles de travail dans le secteur des entreprises, 1999 à 2008




Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.

Graphique 14

Dynamique de l'emploi dans le secteur des entreprises selon le nombre d'unités moyennes de main-d'œuvre et d'unités individuelles de main-d'œuvre, 1999 à 2008



Source : Statistique Canada, Programme d'analyse longitudinale de l'emploi, 1999 à 2008.



Bibliographie

Audretsch, D.B., L. Klomp, E. Santarelli et A.R. Thurik. 2004 « Gibrat's Law: Are the services different? » *Review of Industrial Organization*, Vol. 24. N° 3. p. 301 à 324.

Axtell, R.L. 2001. « Zipf distribution of U.S. firm sizes ». *Science*. Vol. 293. N° 5536. p. 1818 à 1820.

Baldwin, J.R. 1998. « Were small producers the engines of growth in the Canadian manufacturing sector in the 1980s? » *Small Business Economics*. Vol. 10. N° 4. p. 349 à 364.

Baldwin, J.R., R. Dupuy et W. Penner. 1992. « Development of longitudinal panel data from business registers: The Canadian experience ». *Statistical Journal of the United Nations*. Vol. 9. p. 289 à 303.

Baldwin, J.R., et W. Gu. 2011. « Firm dynamics and productivity growth: a comparison of the retail trade and manufacturing sectors ». *Industrial and Corporate Change*. Vol. 20. N° 2. p. 367 à 395.

Baldwin, J.R., et G. Picot. 1994. *Les créations d'emploi par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien*. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 70.

Baldwin, J.R., et A. Lafrance. 2011. *Roulement des entreprises et croissance de la productivité dans certaines industries de services au Canada, 2000 à 2007*. Produit n° 11F0027M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE). N° 72.

Baldwin, J.R., et J. Haltiwanger. 1998. « A comparison of job creation and job destruction in Canada and the United States ». *Review of Economics and Statistics*. Vol. 80. N° 3. p. 347 à 356.

Bartelsman, E., S. Scarpetta et F. Schivardi. 2003. *Comparative Analysis of Firm Demographics and Survival: Micro-level Evidence for the OECD Countries*. Paris. OCDE. Publications de l'OCDE. Document de travail du département des affaires économiques. N° 348. <http://dx.doi.org/10.1787/010021066480> (consulté le 21 février 2012). Disponible en anglais seulement.

Birch, D.L. 1981. « Who creates jobs? » *The Public Interest*. Vol. 65. p. 3 à 14.

Davis, S.J., J. Haltiwanger et S. Schuh. 1993. *Small Business and Job Creation: Dissecting the Myth and Reassessing the Facts*. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research (NBER). NBER Working Papers. N° 4492.

Drolet, M., et R. Morissette. 1998. *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises*. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 128.

Eurostat/Organisation de Coopération et de développement économiques (OCDE). 2007. *Eurostat-OECD Manual on Business Demography Statistics*. Paris. Publications de l'OCDE. <http://www.oecd.org/dataoecd/8/8/39974460.pdf> (consulté le 21 février 2012). Disponible en anglais seulement.

Evans, D.S. 1987. « The relationship between firm growth, size, and age: Estimates for 100 manufacturing industries ». *Journal of Industrial Economics*. Vol. 35. N° 4. p. 567 à 581.

Fujiwara, Y., C.D. Guilmi, H. Aoyama, M. Gallegati et W. Souma. 2003. « Do Pareto-Zipf and Gibrat Laws hold true? An analysis with European firms ». *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. Vol. 335. N° 1-2. p. 197 à 216.

Gabaix, X. 1999. « Zipf's Law for cities: An explanation ». *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 114. N° 3. p. 739 à 767.

Gabaix, X. 2009. « Power laws in economics and finance ». *Annual Review of Economics*. Vol. 1. N° 1. p. 255 à 294.

Geroski, P.A. 2005. « Understanding the implications of empirical work on corporate growth rates ». *Managerial and Decision Economics*. Vol. 26. N° 2. p. 129 à 138.

Haltiwanger, J.C., R.S. Jarmin et J. Miranda. 2010. *Who Creates Jobs? Small vs. Large vs. Young*. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research (NBER). NBER Working Papers. N° 16300.

Lafrance, A., et D. Leung. 2010. *T2-LEAP (1984–2007): A Longitudinal Database of Incorporated Firms in Canada*. Ottawa, Ontario. Analytical Studies Branch, Statistics Canada. Technical Report. Non publié.

Luttmer, E.G.J. 2007. « Selection, growth, and the size distribution of firms ». *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 122. N° 3. p. 1103 à 1144.

Mata, J. 2008. « Gibrat's Law ». *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Second Edition. Publié sous la direction de S.N. Durlauf et L. Blume. Basingstoke, Hampshire; New York. Palgrave Macmillan. Vol. 3. p. 662 à 664.

Neumark, D., B. Wall et J. Zhang. 2008. *Do Small Businesses Create More Jobs? New Evidence for the United States from the National Establishment Time Series*. Cambridge, Massachusetts. National Bureau of Economic Research (NBER). NBER Working Papers. N° 13818.

Okolie, C. 2004. « Why size class methodology matters in analyses of net and gross job flows ». *Monthly Labor Review*. Vol. 127. No. 7. p. 3 à 12.

<http://www.bls.gov/opub/mlr/2004/07/art1full.pdf> (consulté le 21 février 2012).

Petrunia, R. 2008. « Does Gibrat's Law hold? Evidence from Canadian retail and manufacturing firms ». *Small Business Economics*. Vol. 30. N° 2. p. 201 à 214.

Statistique Canada. 2011. *Emplois, gains et durée du travail*. Produit n° 72-002-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, Ontario. Vol. 89. N° 11. Ottawa, Ontario.

Sutton, J. 1997. « Gibrat's legacy ». *Journal of Economic Literature*. Vol. 35. N° 1. p. 40 à 59.

Tomqvist, L., P. Vartia et Y. Vartia. 1985. « How should relative change be measured? » *The American Statistician*. Vol. 39. N° 1. p. 43 à 46.